Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Régimes de pension d'employeur - Qui en bénéficie?

W-97-2F

par
Brenda Lipsett et Mark Reesor

Décembre 1997

Les opinions exprimées dans ces documents sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.

The views expressed in Working Papers are those of the author(s) and do not necessarily reflect the opinions of Human Resources Development Canada or of the federal government.

■

La série des documents de travail comprend des études analytiques et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique. Il s'agit notamment de recherches primaires, soit empiriques ou originales et parfois conceptuelles, généralement menées dans le cadre d'un programme de recherche plus vaste ou de plus longue durée. Les lecteurs de cette série sont encouragés à faire part de leurs observations et de leurs suggestions aux auteurs.

The Working Paper Series includes analytical studies and research conducted under the auspices of Strategic Policy. Papers published in this series incorporate primary research with an empirical or original conceptual orientation, generally forming part of a broader or longer-term program of research in progress. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments and suggestions.

═

Ce document a été traduit de l'anglais. Bien que la version française ait été préparée avec soin, le document original fait foi.
This document is a translation from English. Although the French version has been carefully prepared, the original document should be taken as correct.

La version anglaise de ce document est disponible sous le titre «Employer-sponsored Pension Plans - Who Benefits?».
This paper is available in English under the title "Employer-sponsored Pension Plans - Who Benefits?"

■

Première édition Internet - 1998

■

Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Coordinatrice des publications
Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada
140, Promenade du Portage IV, 4e étage
Hull (Québec) Canada
K1A 0J9

Téléphone : (819) 994-3304
Télécopieur : (819) 953-8584
Courrier électronique : nancy.zalman@spg.org
http://hrdc-drhc.gc.ca/hrdc/corp/polstrat/

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Publications Coordinator
Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada
140 Promenade du Portage IV, 4th Floor
Hull, Quebec, Canada
K1A 0J9

Telephone: (819) 994-3304
Facsimile: (819) 953-8584
Internet: nancy.zalman@spg.org
http://hrdc-drhc.gc.ca/hrdc/corp/stratpol/

Résumé

Les régimes de pension d'emploi yeur et les régimes enregistrés d'épargne-retraite collectifs (REER collectifs) constituent des avantages associés très souvent aux « bons emplois ». Ces régimes sont une composante de base de la rémunération et de la sécurité des emploi yés. Ils représentent également une part importante du revenu de retraite global et permettent de compléter la couverture de base offerte par les programmes de revenu de retraite fédéral et provincial.

Le présent document contient une anal yse multivariée des déterminants de la participation des emplo yés canadiens à ces régimes, qui a été faite à partir de l'Enquête sur les horaires et les conditions de travail de 1995. L'anal yse montre que, à l'e xception des étudiants à temps plein, 55 p. 100 des travailleurs rémunérés peuvent participer à un régime de pension ou à un REER collectif par l'entremise de leur emplo yeur. Les principaux déterminants de la participation à de tels ré gimes sont les suivants : le statut d'emplo yé à temps partiel ou à temps plein, permanent ou non, le statut s yndical, la taille de l'entreprise, l'ancienneté (mesurée d'après la durée d'occupation d'un emploi) et la rémunération. Les travailleurs dont la situation financière est la plus précaire aujourd'hui (non permanents, à temps partiel, non s yndiqués, peu d'ancienneté dans l'emploi, gagnant un faible revenu dans une petite entreprise) son ***beaucoup*** moins susceptibles de participer à un ré gime de pension d'emplo yeur ou à un REER collectif que les travailleurs s yndiqués qui touchent un salaire élevé et occupent depuis plusieurs années un emploi permanent à temps plein dans une grande entreprise. L'anal yse fait ressortir certaines des limites de ces régimes sur le plan des revenus de retraite, ainsi que l'importance de conserver des régimes de pension de l'État vigoureux afin de compléter les régimes privés.

101-00676/

Abstract

Registered pension plans and group Registered Retirement Savings Plans are workplace benefits considered b y man y to be attributes of a "good job". These emplo yer-sponsored pension plans (ESPPs) are a basic element in emplo yee compensation and securit y. As well, these plans are a major component of aggregate retirement income, supplementing the basic coverage provided through federal and provincial retirement income programs.

This paper presents a multivariate anal ysis of the determinants of ESPP covera ge of Canadian emplo yees based on the 1995 Surve y of Work Arrangements. The anal ysis reveals that, excluding full-time students, 55 percent of paid workers are entitled to a pension plan or group RRSP throu gh their emplo yer. The main determinants of ESPP covera ge are part/full-time hours, permanent/non-permanent en. lo yment status, union status, firm size, seniority (as pro xied b y job tenure) and wages. The most financiall y insecure workers toda y (the non-permanent, part-time, non-unionized, short-tenured, low-wage earners working in small firms) ar *emuch* less likel y to have ESPP covera ge than those who have been workin g in a permanent, full-time, unionized, high-wage position in a large firm for man y years. This anal ysis, which captures some limitations of ESPPs in the overall retirement income picture, emphasizes the importance of the maintenance of a strong public pension s ystem to complement private efforts.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Marie Drolet, Grant Schellenberg, Bob Baldwin et des collègues de Politique stratégique et du Programme du travail de Développement des ressources humaines Canada pour leurs commentaires utiles.

Table des matières

1. Introduction.....7

2. L'importance des régimes de pension d'employeur.....9

3. Données et cadre d'analyse.....14

3.1 Source de données.....14
3.2 Cadre d'analyse empirique.....15
3.2.1 Caractéristiques du travail
3.2.2 Caractéristiques personnelles
3.2.3 Rémunération

4. Résultats de la régression et analyse.....26

4.1 Caractéristiques du travail.....27
4.2 Caractéristiques personnelles.....33
4.3 Rémunération.....39

5. Résumé et analyse.....40

Annexe I. Tableau 2. Proportion des travailleurs rémunérés non étudiants admissible à un RPE 44

Annexe II. La méthode de régression et les rapports de cotes.....48

Annexe III. Tableau 3. Variables utilisés dans les modèles de régression logistique.....55

Annexe IV Tableau 4. Niveau de signification des groupes de variables, selon le test du rapport de vraisemblance.....59

Annexe V Tableau 5. Résultats du modèle de régression logistique pour les hommes.....60
Tableau 6. Résultats du modèle de régression logistique pour les femmes

Bibliographie.....64

1. Introduction

Le débat récent sur la réforme du régime de pension de l'État a attiré l'attention sur le système de revenu de retraite du Canada et le rôle de l'État, des employeurs et des particuliers à l'intérieur de ce système[1]. De façon générale, le système canadien de revenu de retraite est constitué de trois grandes composantes[2] : le régime public contributif (c.-à-d. les régimes par répartition : Régime de pensions du Canada et Régime de rentes du Québec [RPC/RRQ]); le régime public non contributif (c.-à-d. la Sécurité de la vieillesse [SV] et le supplément de revenu garanti [SRG], qui feront place à la Prestation aux aînés en 2001); et le régime privé (c.-à-d. les régimes enregistrés d'épargne-retraite individuels ou collectifs [REER] et les régimes de pension agrées d'employeur ou de syndicat [RPA])[3]. Les trois composantes ont chacune leurs forces et leurs faiblesses et sont donc des substituts imparfaits l'une de l'autre. Le régime privé et le régime public contributif sont tous deux liés à l'activité, tandis que le régime public non contributif assure aux Canadiens retraités admissibles un revenu minimum pouvant répondre aux besoins essentiels. Le RPC/RRQ est un régime obligatoire qui s'adresse aux salariés et aux travailleurs autonomes, travailleurs à temps plein ou à temps partiel (qui gagnent plus que l'exemption de base pour l'année), dans tous les secteurs d'activité économique. Les régimes de pension d'employeur ne sont pas des régimes

---

1 Pour une analyse complète de la question, voir *Reform of Retirement Income Policy, International and Canadian Perspectives*, sous la direction de K. Banting et R. Boadway (1997), ainsi que *Securing Employer-Based Pensions*, sous la direction de Z. Bodie, O. Mitchell et J. Turner (1996).

2 Ces composantes ne comprennent pas l'épargne individuelle qui n'est pas stimulée par des incitatifs fiscaux. Pour plus de renseignements sur les trois composantes du système canadien de revenu de retraite, voir le document *Régimes de pensions au Canada*, 1er janvier 1996, Statistique Canada, numéro 74-401-XPB au catalogue. À titre de comparaison, la Banque mondiale prône un système à trois composantes, à savoir un régime public obligatoire, qui a pour objectif limité d'atténuer la pauvreté parmi les personnes âgées; un régime privé obligatoire par capitalisation intégrale; et l'épargne volontaire (Chand et Jaeger, 1996).

3 En 1995, 7 % des RPA étaient le résultat de négociations avec des syndicats, ce qui touchait 16 % des participants (Statistique Canada, 1996, *Régimes de pensions au Canada : aperçu statistique et tableaux-clés*, 1er janvier 1995, page 30).

obligatoires et leur usage est loin d'être universel. Par ailleurs, les RPA sont destinés à fournir éventuellement un revenu de retraite, ce qui n'est pas le cas des REER.

Ce document se concentre sur un aspect du s ystème de revenu de retraite : le droit de participer à des ré gimes de pension en milieu de travail, notamment à des ré gimes d'emplo yeur agréés et à des REER collectifs, à l'e xclusion des régimes de participation différée aux bénéfices (les régimes d'emplo yeur agréés et les REER collectifs sont désignés ci-après sous la simple appellation régimes de pension d'emplo yeur (RPE)). Par une anal yse bivariée et multivariée des données de l'Enquête sur les horaires et les conditions de travail (EHCT) de 1995, nous définissons les caractéristiques des emplo yeurs, des emplois et des particuliers qui influent sur la probabilité de pouvoir participer à un régime de pension. Parmi les ouvrages portant sur les avantages en milieu de travail, cette anal yse se distingue principalement par l'évaluation complète qu'elle fait des déterminants de la participation des travailleurs canadiens à un RPE.

Le deuxième chapitre de ce document fait ressortir l'importance des RPE, les situe dans la perspective plus globale du s ystème canadien de revenu de retraite, et nous décrit leur évolution. Le chapitre 3 décrit l'échantillon de l'EHCT qui a servi à cette anal yse, expose les raisons qui amènent à étudier les effets de ce taines variables sur la participation à des RPE, et communique des données provisoires de l'EHCT. Le chapitre 4 e xpose les résultats de l'anal yse de régression logistique. Enfin, le chapitre 5 contient un résumé de l'étude et une anal yse des implications des observations de l'EHCT. Les annexes fournissent des renseignements additionnels par rapport à l'étude : A.1) proportion des travailleurs rémunérés qui participent à un RPE, selon les variables utilisées dans l'anal yse multivariée; A.2) explication de la méthode de régression logistique et des rapports de cotes; A.3) nom et description des variables utilisées dans les modèles de régression; A.4) niveau de signification des groupes de variables, tel que déterminé par la valeur du rapport de vraisemblance; et A.5) valeurs estimées des paramètres des modèles de régression pour les hommes et les femmes.

2. L'importance des régimes de pension d'employeur

L'admissibilité à un régime de pension d'emploi yeur est un aspect important des avantages monétaires non salariaux qui compte dans l'évaluation d « niveau de qualité » global d'un emploi et du degré de préparation à la retraite. Les régimes de pension agréés (RPA) sont une source de revenus de plus en plus importante pour les aîné [4] s . En outre, ils jouent un rôle majeur dans le conte xte économique actuel en atténuant les effets des licenciements chez les travailleurs plus âgés. Beaucoup d'entreprises qui cherchent à se restructurer pour demeurer compétitives offrent des encouragements à la retraite anticipée[5] afin d'amortir les effets de la compression des effectifs. Par ailleurs, les particuliers qui ont des ressources suffisantes peuvent décider de prendre une retraite anticipée. Les RPA pèsent largement dans la décision des travailleurs plus âgés de quitter volontairement le marché du travail, étant donné que cette décision est influencée principalement par le niveau de revenu sur lequel pourra compter l'individu une fois à la retraite (Frenken, 1991). Du point de vue de l'emploi yeur, les raisons sont nombreuses pour offrir des régimes de pension aux emploi yés. Selon Bodie et Mitchell (1996, page 24), les régimes de pension sont un incitatif majeur dans les contrats de travail, en ce sens qu'ils influent sur le roulement de la main-d'oeuvre, l'effort au travail et le moment de la retraite. En outre, les emploi yeurs qui acquièrent la réputation de bien traiter leurs emploi yés sur le plan des programmes de retraite auront peut-être plus de facilité à recruter des candidats de grande valeur et à s'assurer leurs services pour de longues périodes.

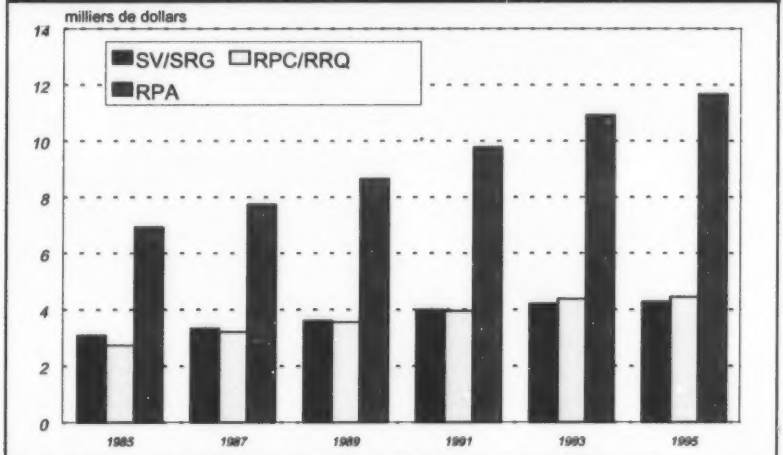
---

[4] Les RPA représentaient 20 % du revenu total des contribuables de 65 ans ou plus en 1993, comparativement à 15 % dix ans plus tôt. *Programmes de revenu de retraite au Canada : un aperçu statistique*, tableau 1-4).

[5] En règle générale, on entend par retraite anticipée la retraite avant 65 ans, quoique l'âge moyen de la retraite soit de 61 ans selon l'Enquête sociale générale de 1994. L'annexe I *Régimes de pensions au Canada, 1er janvier 1996*, de Statistique Canada, contient un résumé des dispositions relatives à la retraite anticipée qui figurent dans les lois provinciales sur les pensions.

Il n'existe pas de données conjoncturelles qui permettent de mesurer avec exactitude l'admissibilité à un régime de pension en milieu de travail (RPE), telle qu'elle est définie dans l'EHCT et analysée dans le présent document (c.-à-d. l'admissibilité à un régime de pension agréé ou à un REER collectif chez l'employeur). En revanche, nous disposons de données conjoncturelles sur les composantes du système canadien de revenu de retraite pour mesurer l'importance des RPE. Il importe de noter que les deux types de RPE n'ont pas les mêmes incidences : les REER collectifs sont « bonifiés » par les cotisations d'employeur, mais les employés ne s'en servent pas nécessairement comme source de revenu de retraite, alors que les RPA sont destinés uniquement à produire un revenu de retraite et, par surcroît, un revenu qui s'étale sur les années de vie restantes du bénéficiaire.

Graphique 1: Prestation moyenne tirée de certains programmes de revenue de retraite 1985 à 1995



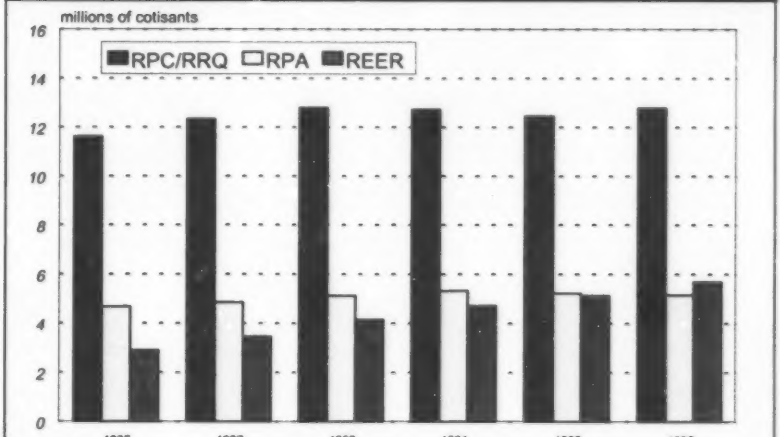
Source: Régimes de retraite au Canada, 1er janvier 1996, Statistique Canada, no. 74-401-XPB au catalogue

On peut évaluer la progression relative des RPA comme source de revenu de retraite par le graphique 1, qui montre les prestations annuelles moyennes tirées de la SV/SRG, du RPC/RRQ et des RPA. Selon ce graphique, la prestation moyenne tirée de la SV/SRG a augmenté de 39 % entre 1985 et 1995 (de 3 082 $ à 4 270 $), comparativement à 62 % pour

la prestation mo yenne du RPC/RRQ (de 2 732 $ à 4 438 $) et à 68 % pour la prestation tirée d'un RPA (de 6 925 $ à 11 662 $). Tandis que le RPA produit la prestation mo yenne la plus élevée, la proportion des aînés qui reçoivent ce genre de prestation est très modeste.

Le graphique 2 donne le nombre de cotisants aux régimes publics obligatoires (RPC/RRQ) et à des programmes de revenu de retraite non obligatoires, tels que les RPA et les REER. Le nombre de cotisants à un RPA a culminé au début des années 90, mais il est tombé au-dessous du nombre de cotisants à un REER en 1995. Bien que de plus en plus de Canadiens se servent des REER pour économiser en vue de la retraite, cette forme d'épargne n'offre pas la même sécurité que les RPA, puisqu'elle ne permet pas une mise en commun des risques suffisamment grande pour garantir le versement de montants préétablis durant la retraite et qu'elle ne protège pas non plus le bénéficiaire contre un éventuel tarissement de l'épargne.

Graphique 2 : Nombre de cotisants à certains programmes de revenu de retraite 1985 à 1995



Source: Régime de retraite au Canada, 1er janvier, Statistique Canada, no. 74-401-XPB au catalogue

[6] Statistique Canada (1997) *Régimes de pensions au Canada, 1er janvier 1996*, pages 13-14.

Le taux de participation à des RPA a culminé à 45 % [des travailleurs rémunérés] en 1992, pour tomber à 42 % en 1996. Cette diminution s'explique surtout par la baisse du niveau d'emploi dans le secteur public, où le taux de participation à des RPE est très élev [7] é. Entre 1985 et 1995, la proportion des femmes occupées qui participent à un RPA est passée de 37 à 41 %, tandis que la proportion correspondante chez les hommes est tombée de 47 à 44 %. Le hausse observée chez les femmes s'e xplique en partie par la réforme des pensions opérée dernièrement par les provinces et le Bureau du surintendant des institutions financières, notamment en ce qui concerne l'accès des emplo yés à temps partiel à des régimes de pension (Krahn, 1992; Frenken et Maser, 1992; et Statistique Canada, 1996 [8]).

Les prestations des régimes de pension d'emplo yeur peuvent faire la différence entre une retraite précaire sur le plan financier et une retraite solide financièrement, et elles sont un substitut indispensable du revenu avant la retraite pour garantir le même niveau de vie qu'auparavan [9]t . Les paiements de transfert seuls ne suffisent pas à assurer aux Canadiens une retraite prospère et de fait, ce n'est pas là leur but. À titre d'illustration, la prestation mensuelle maximum du RPC (736,81 $), combinée à la prestation maximum de la SV (405 $), donne un revenu annuel maximum de 13 701,72 $. C'est moins que le seuil de faible

---

[7] Selon l'édition du Quotidien (Statistique Canada) du 22 août 1997, le no mbre de cotisants à des RP A a culminé en 1992 et non en 1991 co mme le laisse entendre le graphique. La publication intitul*Régimes de pensions au Canada, 1er janvier 1996* rapporte les données aux 2 ans, contraire ment à l 'article du Quotidien qui annonçait sa parution.

[8] Notons à titre d 'exemple la modification apportée en 1993 à l*Saskatchewan Pension Benefits Act (SPBA)*. Grâce à cette modification, les e mployés à temps partiel a yant accu mulé 2 ans ou 24 mois de service continu et a yant gagné l'équivalent d'au moins 35 % du maximum des gains annuels ouvrant droit à pension (MG AP) ou a yant travaillé un minimum de 700 heures durant chacune de deux années civiles consécutives avaient désor mais le droit d'adhérer à un régi me de pension. Avant l'adoption de cette modification, l a*SPBA* ne contenait aucune disposition obligeant les entreprises qui offraient un régi me de pension à leurs e mployés à te mps plein à faire de même pour leurs e mployés à te mps partiel (Statistique Canada, 1990 et 1996). Les autres provinces, de concert avec le Bureau du surintendant des institutions financières, ont adopté des mesures législatives se mblables dans les années 80 et 90.

[9] Les prestations des RP A sont la principale source de revenu personnel pour 41 % des ho mmes retraités et 22 % des fe mmes retraitées, selon*La retraite : les changements démographiques et économiques des dernières années*, de Grant Schellenberg, Tableau 6.6 (l'auteur s'inspire des résultats de l'enquête de Statistique Canada sur le vieillisse ment et l'autono mie, menée en 1991).

revenu de 1996 pour une personne seule vivant dans un centre urbain de taille moyenne (de 100 000 à 499 999 habitants), soit 14 591 $. Pour une famille époux-épouse où le mari reçoit le montant maximal de la prestation du RPC et de la prestation de la SV et où la femme reçoit le montant maximal de la prestation de la SV, le revenu total s'élève à 18 561,72 $, ce qui est à peine 200 dollars de plus que le seuil de faible revenu de 1996 pour une famille de deux personnes vivant dans un centre urbain de taille moyenne, à savoir 18 367 $. Les autres sources de revenu de retraite — RPA, REER et autres formes d'épargne — sont donc indispensables pour assurer au retraité un niveau de vie convenable. Toutefois, seuls les RPA (et le RPC/RRQ) protègent le retraité contre un éventuel tarissement de l'épargne personnelle (James, 1997).

La comparaison des taux de participation aux régimes de pension peut nous permettre d'éclaircir la notion de prestation de retraite utilisée dans l'EHCT et dans l'analyse multivariée qui suit. Selon l'Enquête sur les régimes de pensions au Canada, 42 % des salariés participaient à un RPA au 1er janvier 1996 (Statistique Canada, 1997). Par ailleurs, selon les données de l'EHCT de novembre 1995 sur la participation à des RPE, utilisées dans le présent document, 51 % des travailleurs canadiens salariés avaient la possibilité de participer à un régime de pension d'employeur ou à un REER collectif. Si le taux observé dans l'EHCT est plus élevé, c'est surtout à cause de la prise en considération des REER collectifs et du fait que l'on calcule le nombre de personnes admissibles à des régimes de pension agréés plutôt que le nombre de personnes qui y participent (la participation est généralement obligatoire pour les employés à temps plein, mais facultative pour les employés à temps partiel). Dans le but de faire porter l'analyse principalement sur les travailleurs qui ont une forte appartenance au marché du travail, nous avons exclu de cette étude les étudiants à temps plein. Nous observons ainsi un taux de participation à des RPE de 55 % (52 % chez les femmes et 59 % chez les hommes).

3. Données et cadre d'analyse

3.1 Source de données

L'analyse repose sur l'EHCT de 1995, un supplément de l'Enquête sur la population active de novembre 1995. Un total de 25 721 personnes ont répondu au questionnaire d'enquête[10] ; de ce nombre 21 261 étaient des salariés et le reste (4 460), des travailleurs autonomes. Ces derniers ont été exclus de l'analyse, car la question de la participation à des régimes de pension offerts par un employeur n'était pas pertinente dans leur cas. Nous avons aussi exclu les étudiants à plein temps, qui sont plus près du monde de l'éducation que du monde du travail (ce qui s'est traduit par la suppression de 1 428 enregistrements additionnels, ou 6,7 % de l'échantillon [11]) . L'exclusion des étudiants à plein temps a aussi été nécessaire pour ne pas diminuer l'importance des régimes de travail à temps partiel et des emplois temporaires dans l'évaluation du taux de participation des travailleurs canadiens à des RPE.

Pour éviter que le répondant confonde les régimes de pension d'employeur et le RPC/RRQ, on a formulé la question pertinente dans les termes suivants :

---

[10] L'échantillon de l'EHCT comptait approximativement 29 000 personnes et le taux de réponse a été de 90 %.

[11] L'application d'autres critères de sélection a eu pour effet de ramener l'effectif de l'échantillon étudié à 18 540, soit 9 498 hommes et 9 042 femmes. Tous les enregistrements où on notait une valeur manquante à l'un ou l'autre des postes suivants (statut syndical; emploi permanent/non permanent; taille de l'entreprise; participation à un RPA; participation à un régime de soins de santé autre que le régime provincial; et participation à un régime de soins dentaires) ont été exclus de l'analyse, ce qui fait 1 293 enregistrements, ou environ 6,5 % de l'échantillon des individus qui ne sont pas étudiants à plein temps. Même si ces exclusions peuvent créer un biais d'échantillonnage, nous croyons que celui-ci est négligeable; les principales conclusions de l'analyse de régression demeurent donc valides. Par ailleurs, si on utilisait des variables indicatrices pour les valeurs manquantes et que l'on réintroduisait ces enregistrements dans l'analyse, on ne pourrait évaluer l'importante interaction entre la syndicalisation et la taille de l'entreprise (c.-à-d. que les estimations du modèle de régression ne convergeraient pas). Enfin, la participation à un régime de soins de santé ou à un régime de soins dentaires fait partie des critères de sélection, de sorte que le même ensemble de données puisse se prêter à des études semblables qui porteront sur les déterminants des avantages non salariaux. En ce qui concerne la rémunération, poste pour lequel on a noté une valeur manquante dans 23 % des cas, on s'est servi d'une variable indicatrice dans l'analyse.

"Est-ce que... est admissible à un régime de retraite ou à un REER de groupe autre que le RPC/RRQ par l'entremise de son emploi yeur?"

Dans le cas des personnes qui occupent plus d'un emploi, on a recueilli l'information pertinente uniquement par rapport à l'emploi principal. Dans le but de préciser les limites des données, disons aussi que l'ensemble de données de l'EHCT ne permet pas de savoir si les employés qui ne participent pas à un RPE profitent par ailleurs d'une autre forme de protection. En outre, le questionnaire ne permet pas de distinguer le régime à prestations déterminées du régime à cotisations déterminées. Cette distinction est toutefois importante. Avec le régime à cotisations déterminées, ce sont les employés cotisants qui assument tout le risque financier; néanmoins, ce régime semble plus courant chez les travailleurs plus jeunes (c.-à-d. ceux qui ont devant eux un plus grand nombre d'années où cotiser), plus mobiles et mieux rémunérés que chez les personnes qui sont moins mobiles et qui ont moins d'années devant elles pour se constituer un fonds. Tandis que l'accès à l'un ou l'autre de ces régimes est un avantage important, il ne garantit pas nécessairement une sécurité financière pour l'avenir, puisque ces régimes ne répondent pas tous aussi bien aux besoins des travailleurs. Enfin, le questionnaire ne comporte aucune question sur des caractéristiques particulières des régimes, telles que la transférabilité ou les droits du conjoint et des survivants, le taux de cotisation d'employeur ou l'existence d'un régime de pension de syndicat[12].

3.2 Cadre d'analyse empirique

Nous avons élaboré un modèle de régression pour analyser l'incidence de certaines caractéristiques observables sur la probabilité qu'un travailleur participe à un RPE. En vue de l'inclusion de ces caractéristiques dans le modèle, nous décrivons en détail dans cette section les effets prévus de ces caractéristiques sur la participation à des RPE. Nous soumettons ces effets à des tests préliminaires en établissant des taux globaux bivariés de participation à des

[12] Selon Frenken (1996, page 71), en 1995, 7 % des RPA étaient le résultat de négociations avec des syndicats, ce qui touchait 16 % des cotisants.

régimes de pension (abstraction faite des effets des autres variables) pour chacune des caractéristiques. Le tableau 2 de l'Anne xe I donne le pourcentage de travailleurs salariés non étudiants qui ont la possibilité de participer à un RPE, selon les caractéristiques du travail et les caractéristiques personnelles. Les caractéristiques se divisent en trois catégories : caractéristiques du travail, caractéristiques personnelles et rémunération. Nous effectuons des tests de signification statistiques pour vérifier la pertinence de cette classification. Les résultats de ces tests sont présentés plus loin.

Dans cette anal yse de régression, nous estimons un modèle pour chaque se xe. Comme il est indiqué dans le chapitre 3, les taux de participation à des RPE varient selon le sexe. En outre, les hommes et les femmes ne sont pas concentrés dans les mêmes secteurs d'activité ni dans les mêmes professions; ils ne présentent pas non plus la même proportion de travailleurs à temps partiel, de travailleurs permanents et de travailleurs s yndiqués, ni la même répartition des salaires, comme le rapportent les ouvrages empiriques reconnus portant sur la segmentation des marchés du travail selon le sexe. En pratique, si on estimait un seul modèle de régression pour les deux se xes, il faudrait y introduire de nombreux termes d'interaction relatifs au sexe afin de tenir compte de ces différences, ce qui compliquerait inutilement les résultats, amenuiserait probablement les effets majeurs et nuirait à la bonne interprétation du modèle.

3.2.1 Caractéristiques du travail

Travailleurs à temps partiel et travailleurs non permanents

Le travail à temps partiel et le travail temporaire[13] sont des formules commodes pour le marché du travail actuel[14]. Dans les périodes de croissance économique, la demande de biens et services est à la hausse et les entreprises embauchent des travailleurs pour pouvoir répondre à cette demande. Dans les périodes de ralentissement, la demande régresse et les entreprises sont portées à réduire leur effectif de travailleurs non permanents, ainsi que les heures des travailleurs à plein temps, afin de limiter les coûts, ce qui a pour effet d'accroître le travail à temps partiel. De toute évidence, ces catégories de travailleurs ont une importance stratégique en ce qui concerne la rentabilité des entreprises où ils sont présents. Or, la sécurité financière à court terme ou à long terme dont jouissent ces travailleurs est-elle moindrement comparable à celle dont jouissent les autres catégories de travailleurs?

Compte tenu du caractère incertain et secondaire de la plupart des emplois à temps partiel et des emplois temporaires, on pourrait s'attendre à ce que les titulaires de ces emplois soient proportionnellement moins nombreux que les travailleurs permanents à plein temps à profiter d'un RPE. Nous avons mentionné dans le chapitre 2 que grâce à des mesures législatives récentes, les travailleurs à temps partiel jouissent désormais d'un meilleur accès aux RPA. Néanmoins, il semble que de nombreux travailleurs à temps partiel ne répondent pas encore aux conditions d'admissibilité à un RPA dans beaucoup de provinces. Même si

---

[13] Dans l'EHCT, la question touchant le caractère permanent de l'emploi était libellée comme suit : "L'emploi de... chez... est-il permanent ou est-il d'une manière ou d'une autre non permanent?" Cette question a amené beaucoup de répondants à se reconnaître comme travailleur non permanent occupant le même emploi depuis plus d'un an (41 % des travailleurs non permanents occupent leur emploi depuis plus d'un an et 16 % occupent leur emploi depuis *plus de cinq ans*). Ces chiffres ébranlent l'idée largement répandue selon laquelle les emplois temporaires sont des emplois de courte durée. C'est pourquoi nous parlons dans ce document de travailleurs non permanents plutôt que de travailleurs temporaires.

[14] Environ le quart des travailleurs rémunérés au Canada sont des travailleurs à temps partiel ou des travailleurs non permanents : 13 % sont des travailleurs permanents à temps partiel et 12 %, des travailleurs non permanents (à plein temps ou à temps partiel) (Lipsett et Reesor, 1997).

beaucoup de travailleurs non permanents occupent le même emploi depuis plus d'un an, la majorité d'entre eux ne satisferaient pas à la condition relative au service continu[15].

Les résultats d'études antérieures et les données de l'EHCT confirment ces intuitions. En effet, la participation à un RPE est moins courante parmi les travailleurs à temps partiel et les travailleurs non permanents que parmi les travailleurs permanents à plein temps. L'Enquête sociale générale (ESG) de 1989, l'Enquête sur l'activité (EA) de la même année et l'EHCT de 1995 montrent toutes les trois que plus de 50 % des travailleurs à temps plein participent à un régime de pension, comparativement à moins de 25 % pour les travailleurs à temps partiel (Krahn, 1992; Frenken, 1992)[16]. De plus, selon l'EHCT, les travailleurs permanents sont proportionnellement plus de deux fois plus nombreux que les travailleurs non permanents à participer à un RPE (58,5 % contre 24,9 %). Ces résultats (récents comme plus anciens) donnent à croire que les travailleurs à temps partiel et les travailleurs non permanents ont moins de possibilités de participer à un RPE que les travailleurs permanents à temps plein. Par ailleurs, selon que l'emploi à temps partiel ou l'emploi temporaire mènera ou non éventuellement à un emploi permanent à plein temps, le niveau d'insécurité financière à long terme pourra varier. En outre, la durée de la période de transition déterminera le niveau des services et des gains ouvrant droit à pension que pourra accumuler le travailleur. L'enquête longitudinale sur la dynamique du travail et du revenu permettra sûrement, au fil du temps, de voir plus clair sur cette question.

---

[15] Voir note 8.

[16] Abstraction faite des étudiants à plein temps (Annexe I, Tableau 2), l'EHCT de 1995 révèle que 27,8 % des travailleurs à temps partiel avaient la possibilité de participer à un RPE, comparativement à 60,2 % pour les personnes travaillant de 30 à 49 heures/semaine, et à 51,5 % pour celles travaillant 50 heures ou plus.

Statut syndical, taille de l'entreprise et travailleurs du secteur public ou du secteur privé

On pense que le statut syndical et la taille de l'entreprise peuvent influer sur le taux de participation à des régimes de pension. Les travailleurs syndiqués[17] devraient être proportionnellement plus nombreux à participer à un régime de pension à cause du rôle important des syndicats dans la négociation de conventions collectives. Par ailleurs, en raison des économies d'échelle, les grandes entreprises devraient être mieux en mesure que les petites d'offrir un régime de pension à leurs employés. Autre point : il y a plus de chances de trouver des travailleurs syndiqués dans les grandes entreprises que dans les petites, ce qui amène la question de l'effet de la syndicalisation, selon la taille de l'entreprise.

Dans une étude antérieure (fondée sur l'EA) traitant le lien entre le niveau de qualité d'un emploi et la taille de l'entreprise, Morissette, 1991, montre que la taille de l'entreprise et le statut syndical sont des déterminants clés de la participation à un régime de pension et on confirme ce qui a été dit plus haut au sujet des effets de ces déterminants. En outre, on y observe que la syndicalisation a une action « égalisatrice » sur la participation à des régimes de pension, peu importe la taille de l'entreprise (c.-à-d. que le taux de participation des travailleurs dans les petites entreprises à personnel syndiqué se rapproche plus du taux de participation dans les grandes entreprises à personnel syndiqué que du taux observé dans les entreprises qui n'emploient pas de travailleurs syndiqués). Il faudrait donc inclure dans le modèle de régression un terme d'interaction pour le statut syndical et la taille de l'entreprise. Les données de l'ESG de 1989 montrent que les employés des grandes entreprises (500 employés et plus) ont quatre fois plus de chances de participer à un régime de pension que les employés des petites entreprises (moins de 20 employés) (80 % contre 17 %). La même enquête a révélé que 83 % des travailleurs syndiqués jouissaient d'un régime de pension, comparativement à 40 % seulement chez les travailleurs non syndiqués (Krahn, 1992).
Les taux departicipation à un RPE relevés dans l'EHCT confirment les observations

[17] Un travailleur syndiqué est une personne qui est membre d'un syndicat ou qui est assujettie à une convention collective ou à un contrat de travail négocié par un syndicat. Selon l'EHCT, 33,4 % des travailleurs sont membres d'un syndicat et 4,4 % sont assujettis à une convention collective ou à un contrat de travail (Lipsett et Reesor, 1997).

des enquêtes ci-dessus en ceci que les travailleurs syndiqués et les employés des grandes entreprises ont plus de chances de participer à un RPE que les travailleurs non syndiqués et les employsé des petites entreprises. En outre, les données de l'EHCT revèlent clairement la même action égalisatrice de la syndicalisation observée par Morissette (voir Annexe I).

Il existe au Canada des opinions très arrêtées au sujet des nombreux avantages non salariaux (y compris les régimes de pension) dont jouissent les employés du secteur public, où le taux de syndicalisation est très élevé. Selon les estimations de l'EPA et celles tirées de la base de données sur les régimes de pensions au Canada (RPC), près de 85 % des employés du secteur public participaient à un RPA en 1993, comparativement à 31 % pour les employés du secteur privé (Statistique Canada, 1996). De prime abord, les données de l'EHCT confirment ces opinions en révélant que les employés du secteur public ont près de deux fois plus de chances de participer à un régime de pension que les employés du secteur privé (85 % contre 48 %). Cependant, le taux de syndicalisation est beaucoup plus élevé dans le secteur public. Pour vérifier si la syndicalisation a une incidence différente sur la probabilité de participer à un régime de retraite, selon qu'il s'agisse du secteur public ou du secteur privé, on doit introduire dans le modèle un terme d'interaction pour le statut syndical et l'emploi dans le secteur public ou privé.

Ancienneté dans l'emploi

L'ancienneté dans l'emploi est une mesure indirecte de l'expérience au sein d'une entreprise (années de service), qui indique le degré de réussite d'une union employé-employeur. Elle peut aussi servir d'indicateur de l'avancement à une catégorie d'emplois auxquels se rattachent des avantages sociaux (particulièrement dans les milieux non syndiqués) et d'indicateur de l'âge et de la santé financière des entreprises du secteur privé. Donc, plus l'ancienneté dans l'emploi est élevée, plus la probabilité estimée de participation à un régime de pension d'employeur sera grande. En outre, dans beaucoup d'entreprises, les nouveaux employés ne peuvent jouir de tous les avantages non salariaux (p. ex. régimes de

retraite) avant d'avoir terminé une période de probation, ce qui renforce l'idée que la participation à un RPE est plus rare chez les travailleurs dont la période d'affectation est courte (employés à l'essai). Le modèle de régression permettra de décortiquer la corrélation évidente qui existe entre l'ancienneté dans l'emploi, la condition d'employé permament ou non permanent et l'âge.

Les estimations de l'EHCT sur la participation à un RPE, ventilées selon l'ancienneté dans l'emploi, confirment l'hypothèse suivant laquelle les gens qui ont plus d'ancienneté ont plus de chances de participer à un RPE. Le taux de participation augmente de façon monotone avec l'ancienneté dans l'emploi, allant de 21 %, pour les employés de 6 mois d'ancienneté ou moins, à 87 %, pour les employés de plus de 20 ans d'ancienneté.

Secteur d'activité et profession

On peut raisonnablement supposer que de nombreuses autres caractéristiques qui ne sont pas considérées ici parmi les caractéristiques du travail (p. ex., milieu de travail et risque) influent sur la décision des employeurs d'offrir ou non la possibilité d'adhérer à un régime de retraite et que ces caractéristiques varient considérablement selon le secteur d'activité et la profession. Pour tenir compte de ces effets, nous devons incorporer dans le modèle de régression les variables secteur d'activité et profession.

Les secteurs d'activité où l'on observe le plus faible pourcentage de travailleurs participant à un RPE sont les secteurs des services aux entreprises, des services personnels et des services divers, les secteurs du commerce de gros et de détail, et le secteur de la construction[18]. Globalement, moins de 33 % des travailleurs rémunérés de ces secteurs participent à un RPE, comparativement à plus de 70 % pour les travailleurs des services d'utilité publique, des communications, des finances et des administrations publiques. Les

[18] Les données de l'EA de 1989 révèlent à peu près les mêmes tendances (Frenken, 1992).

faibles taux de participation observés dans les secteurs ci-dessus sont préoccupants, étant donné que plus du tiers des travailleurs rémunérés au Canada sont concentrés dans ces secteurs. De plus, comme les services et le commerce sont des secteurs en pleine expansion, la proportion de travailleurs rémunérés présents dans ces secteurs (et donc, la proportion de travailleurs sans RPE) risque de s'accroître.

Comme prévu, le taux de participation à un RPE varie considérablement selon la profession. Les professions où ce taux est le plus bas sont celles qui ont trait aux arts plastiques et décoratifs (36 % des membres de ce secteur participent à un RPE), au secteur primaire (37 %), au commerce (36 %) et aux services (37 %). Les professions où ce taux est plutôt élevé sont celles ayant trait à la médecine (68 %), aux sciences naturelles, aux sciences sociales et à la religion (69 %), autres métiers (68 %) et à l'enseignement (80 %). En outre, dans *chaque* profession, les hommes sont proportionnellement plus nombreux que les femmes à participer à un RPE.

3.2.2 Caractéristiques personnelles

Province

Bon nombre des lois concernant les régimes de retraite sont de compétence provinciale (on trouve un exemple de ces lois dans la note 8). Il est donc raisonnable de penser que le taux de participation à un RPE puisse varier d'une province à l'autre, et c'est ce que montrent les données de l'EHCT : le Manitoba est la province où les travailleurs sont proportionnellement le plus nombreux à bénéficier d'un RPE (61 %) et le Nouveau-Brunswick, la province où les travailleurs sont proportionnellement le moins nombreux à participer à un RPE (49 %). Cela s'explique en partie par le fait que l'assemblée législative du Manitoba a, en 1984, étendu aux travailleurs à temps partiel le droit de participer à un RPE *et* par le fait qu'il est impossible aux travailleurs de cette province de ne pas participer à un RPA, alors que le Nouveau-Brunswick a été, en 1991, parmi les dernières

provinces à étendre aux employés à temps partiel le droit de participer à un RPE, laissant au travailleur la liberté d'adhérer ou non à ce régime (Statistique Canada, 1996).

Niveau d'instruction

Il est notoire qu'un niveau de scolarité élevé mène ordinairement à un « bon emploi ». Ces « bons emplois » suscitent généralement un sentiment de sécurité à cause de la forte rémunération et des avantages non salariaux appréciables (y compris les régimes de retraite) qui s'y rattachent. Les données de l'EHCT confirment l'idée qu'une forte scolarité mène généralement à un « bon emploi » et, donc, à l'adhésion à un RPE, puisque la proportion de travailleurs qui bénéficient d'un régime de pension augmente de façon monotone avec le niveau d'instruction (allant de 41 %, pour les travailleurs qui ont de 0 à 8 années de scolarité, à 71 %, pour les travailleurs qui détiennent un diplôme universitaire).

Âge, état matrimonial et présence de personnes à charge

L'âge peut servir d'indicateur de l'expérience générale du marché du travail et à ce titre, on doit s'attendre à ce que la rémunération — y compris les conditions de participation à un régime de pension — soit en rapport avec cette expérience. Par ailleurs, il y a plus de chances que les travailleurs plus âgés aient développé une relation employé-employeur plus stable, ce qui, pour de nombreux travailleurs, signifierait la participation à un régime de pension. À mesure que les gens prennent de l'âge, ils sont de plus en plus enclins à planifier leur retraite et donc, ils cherchent plus à travailler pour un employeur qui offre un régime de pension. Par contre, après un certain âge, des personnes continueront peut-être de travailler parce qu'elles n'ont pas les ressources financières voulues pour prendre leur retraite (absence de RPE); ainsi, l'âge peut avoir un effet négatif sur la participation à un RPE pour les tranches d'âge supérieures. Le mariage et la présence de personnes à charge peuvent aussi influer sur les caractéristiques du travail. Le fait d'avoir la responsabilité d'une famille

oblige les gens à envisager la stabilité financière à court terme et à long terme de leur famille, et notamment la planification de la retraite[19].

Les données de l'EHCT montrent que les jeunes travailleurs (moins de 25 ans d'âge) sont proportionnellement moins nombreux que les autres travailleurs (25 ans ou plus) à participer à un RPE et que les travailleurs de plus de 55 ans sont, eux aussi, proportionnellement un peu moins nombreux que les 45-54 ans à participer à un RPE, ce qui dénote un effet négatif de l'âge sur la participation à des régimes de pension chez les travailleurs plus âgés[20]. Lorsque nous examinons l'effet de la situation de famille sur la participation à un RPE, nous observons que les travailleurs mariés qui ont des enfants sont plus susceptibles de participer à un RPE que les travailleurs qui n'ont pas d'enfant. À l'inverse, les parents seuls ont environ moitié moins de chances de participer à un RPE que les autres célibataires.

3.2.3 Rémunération

En clair, certains emplois sont meilleurs que d'autres et on s'attend à ce qu'ils s'accompagnent d'une meilleure rétribution sous forme de salaires et d'avantages non salariaux, y compris les régimes de pension. Autrement dit, plus un travailleur a un salaire élevé, plus il aurait de chances de participer à un RPE (c.-à-d. que le salaire et le régime de pension sont des compléments plutôt que des substituts). On trouve une confirmation de cette assertion dans l'EA de 1989 (selon laquelle 73 % des travailleurs qui gagnent plus de 60 000 $ par année participent à un régime de pension, comparativement à seulement 27 % pour les travailleurs qui gagnent moins de 20 000 $ par année [Frenken, 1992]) et l'EHCT

---

[19] Par ailleurs, le lien de causalité pourrait être inversé, c'est-à-dire que l'admissibilité à des avantages sociaux, notamment à des régimes de pension, peut influer sur la probabilité de se marier et d'avoir des enfants.

[20] Se fondant sur des sources de données différentes, Frenken et Krahn observent tous deux que, en 1989, les travailleurs de 25 ans ou plus ont à peu près deux fois plus de chances que les travailleurs de moins de 25 ans de participer à un RPE.

(selon laquelle le taux de participation à un RPE pour les travailleurs qui ne sont pas étudiants augmente de façon monotone avec le niveau de rémunération, allant de 13 %, pour ceux qui gagnent moins de 9 dollars l'heure, à 83 %, pour ceux qui gagnent plus de 21 dollars l'heure)[21].

Ces résultats montrent que non seulement les travailleurs mieux rémunérés jouissent d'une plus grande sécurité financière aujourd'hui, mais aussi — étant donné les différences de taux de participation à un RPE entre les groupes de salariés — que les écarts continueront de les favoriser durant la retraite. On a vu que, en moyenne, les travailleurs qui participent à un régime de pension (régime de pension d'employeur ou régime de participation différée aux bénéfices) ont plus de chances de cotiser à un REER que les autres travailleurs (Frenken, 1990), parce qu'ils gagnent un salaire plus élevé et que, par conséquent, ils peuvent plus facilement cotiser à un REER. En outre, comme les prestations du RPC/RRQ sont liées au revenu, les travailleurs dont la rémunération est voisine du salaire plafond ou supérieure à ce plafond auront droit à une prestation de régime général plus généreuse que les travailleurs moins bien rémunérés. Les régimes de revenu de retraite comme le RPA, le REER et le RPC/RRQ contribuent tous à perpétuer, durant la retraite, les écarts de revenu entre les travailleurs bien remunérés et ceux qui gagnent un salaire plus modeste.

[21] Selon ce que le répondant a indiqué comme rémunération, le montant du salaire horaire peut ne pas comprendre la cotisation à un RPE. Si un grand nombre de travailleurs incluaient dans le salaire déclaré le montant de leur cotisation au RPE, cela pourrait biaiser l'effet de la rémunération sur la participation à un RPE (c.-à-d. que le montant de la rémunération pourrait représenter le revenu net après cotisation au RPE [et, peut-être, après d'autres retenues comme l'impôt sur le revenu] ou le revenu brut avant retenues).

4. Résultats de la régression et analyse

Suivant le cadre d'analyse empirique, le modèle de régression logistique met en rapport la participation à un RPE et les caractéristiques du travail, les caractéristiques personnelles et la rémunération. Le volet caractéristiques du travail contient de l'information sur les heures hebdomadaires de travail (temps partiel/temps plein/temps prolongé), la situation d'employé permanent ou non permanent, le secteur d'activité économique, la profession, le statut syndical, l'ancienneté (durée d'occupation d'un emploi), la catégorie de travailleur (secteur public/secteur privé), et la taille de l'entreprise; le volet caractéristiques personnelles contient de l'information sur l'âge, le niveau d'instruction, l'état matrimonial, la présence de personnes à charge et la province de résidence; enfin, le volet rémunération contient de l'information sur les groupes de rémunération horaire. Le lecteur est prié de consulter les annexes II et III pour obtenir plus d'informations sur le modèle logistique, le choix du modèle, la signification statistique et l'ajustement du modèle.

Globalement, le modèle de régression permet de classer correctement 83 % des travailleurs selon leur admissibilité à un RPE. Nous présentons ci-dessous les résultats de l'estimation du modèle logistique sous forme de rapports de cotes pour la participation de divers groupes de travailleurs à un RPE[22]. Les résultats de la régression confirment les prévisions établies en ce qui concerne l'incidence des diverses caractéristiques sur la

---

[22] Le lecteur est prié de se reporter à l'annexe II pour un exemple du calcul de rapports de cotes effectué à partir des estimations des paramètres d'un modèle de régression logistique. Pour des raisons statistiques, on préfère le rapport de cotes au rapport de probabilité (les propriétés des estimateurs relativement à la distribution étant meilleures), et le premier a en outre l'avantage de ne pas varier avec le groupe de référence. Par contre, le rapport de cotes exagère les différences entre les groupes et rend donc plus difficile l'interprétation des résultats. Prenons un exemple hypothétique : si 3 travailleurs permanents sur 4 (probabilité de 75 %) utilisent leur voiture pour aller au travail, alors que chez les travailleurs temporaires, le ratio correspondant est de 2 sur 4 (probabilité de 50 %), le calcul de la probabilité relative ($= (\pi_1/\pi_2)=(.75/.5)$) indique que les travailleurs permanents ont *une fois et demie* plus de chances que les travailleurs temporaires de prendre leur voiture pour aller travailler. Toutefois, le rapport de cotes relatif à l'utilisation de la voiture pour aller travailler est *trois* fois plus élevé pour les travailleurs permanents que pour les travailleurs temporaires puisque

$$\textit{Rapport de cotes} = \frac{\pi_1 / (1 - \pi_1)}{\pi_2 / (1 - \pi_2)} = \frac{0,75 / (1 - 0,75)}{0,5 / (1 - 0,5)} = 3.$$

probabilité de participer à un régime de pension. En outre, la répartition des variables en trois grandes catégories (*JOB, PERS et W*) semble être une solution convenable, puisque ces groupes de variables sont tous des déterminants significatifs de la participation à un RPE (à un niveau de 0,001, selon la valeur du rapport de vraisemblance). L'annexe IV contient un tableau qui donne le niveau de signification des groupes de variables, tel qu'il a été calculé par la méthode du rapport de vraisemblance. On trouvera dans l'annexe V des tableaux contenant les résultats de l'analyse de régression pour les hommes et pour les femmes.

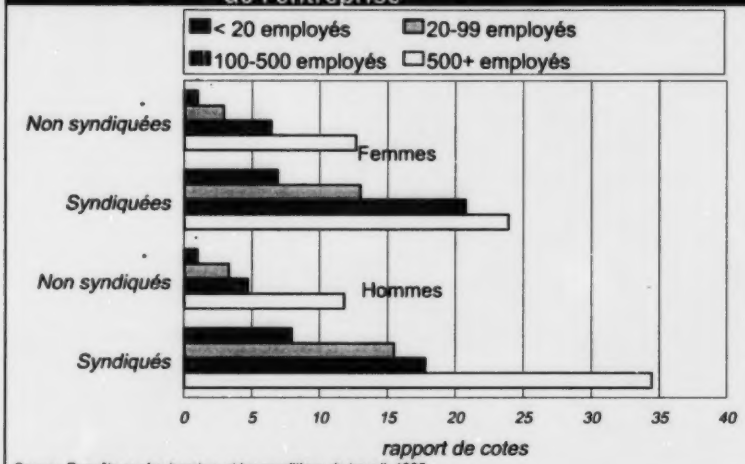
4.1 Caractéristiques du travail

Le statut syndical et la taille de l'entreprise sont des déterminants majeurs de la probabilité de participer à un RPE (significatifs à un seuil de 0,001). Comme prévu, les travailleurs syndiqués et les employés de grandes entreprises ont plus de chances de participer à un RPE que les autres travailleurs. De plus, l'effet d'interaction du statut syndical et de la taille de l'entreprise est significatif (à un seuil de 0,001) pour les membres de chaque sexe, ce qui confirme l'existence de l'action égalisatrice de la syndicalisation sur la probabilité de participer à un RPE, peu importe la taille de l'entreprise. On peut le voir facilement dans le graphique du rapport de cotes de la participation à un régime de pension, selon le statut syndical et la taille de l'entreprise (la longueur des bâtons, qui représentent le rapport de cotes pour la participation à un RPE, est relativement plus uniforme dans le cas des entreprises qui emploient du personnel syndiqué).

Le terme d'interaction qui sert à étudier l'effet des syndicats du secteur public et du secteur privé sur la participation à un régime de pension est non significatif à un seuil de 0,05 pour les membres de chaque sexe, ce qui donne à penser que les syndicats ont la même propension à négocier les conditions des régimes de pension dans le secteur public et dans le secteur privé. En outre, les employés du secteur public ne semblent pas beaucoup plus avantagés sur le plan des RPE lorsqu'on tient compte de la syndicalisation, du niveau d'instruction et des autres facteurs (à un seuil de signification statistique de 5 %, cette variable est non significative pour les femmes et significative pour les hommes; toutefois,

les hommes qui travaillent dans le secteur public n'ont que 1,6 fois plus de chances de participer à un RPE que les hommes qui travaillent dans le secteur privé). Par conséquent, la différence de taux de participation à un RPE entre les travailleurs du secteur public et ceux du secteur privé est surtout attribuable aux différences de taux de syndicalisation, le niveau d'instruction et la profession étant d'autres variables explicatives d'importance secondaire[23].

Graphique 3: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon le statut syndical et la taille de l'entreprise

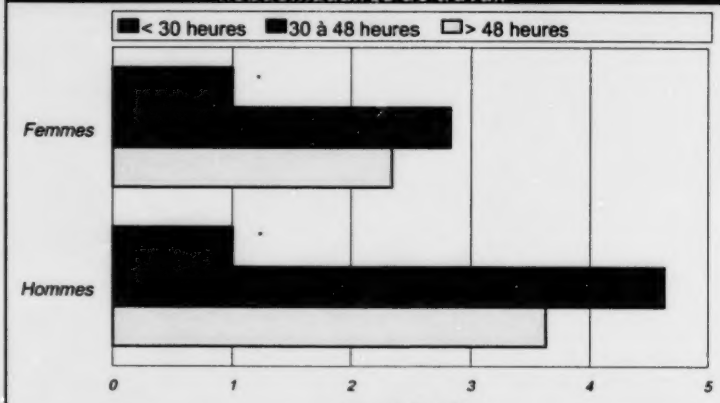


Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
* Désigne le groupe de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes

Les conditions de travail (temps partiel et non permanent) ont l'effet prévu sur la probabilité de participer à un RPE — les travailleurs à temps partiel et les travailleurs non permanents ont beaucoup moins de chances de participer à un RPE que les travailleurs à

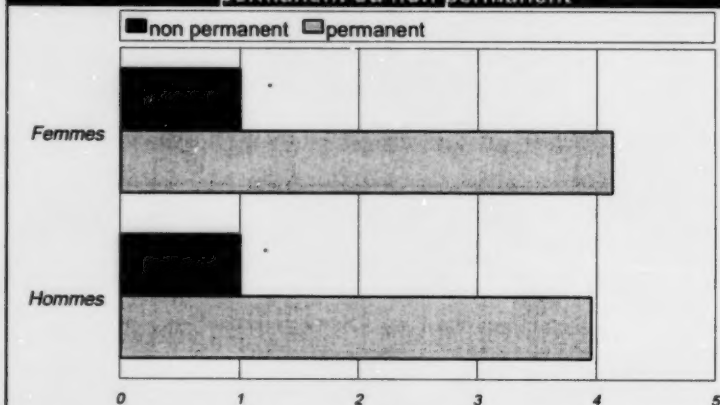
[23] D'après l'analyse de régression, il ne semble pas y avoir de différences majeures entre le secteur public et le secteur privé pour ce qui a trait à la participation à des régimes de pension. Cependant, l'EHCT ne dit rien sur la qualité des RPE. En règle générale, les régimes de retraite dans le secteur public sont supérieurs à ceux existant dans le secteur privé à plusieurs points de vue, comme le reflètent les taux de cotisation plus élevés que paient les employés du secteur public (Statistique Canada, 1996). Bien que, selon les résultats de la régression fondée sur les données de l'EHCT de 1995, la différence de taux de participation à un RPE entre le secteur public et le secteur privé soit imputable à des différences de taux de syndicalisation, etc., historiquement on a observé des taux élevés de participation à des régimes de pension avant des taux élevés de syndicalisation.

Graphique 4: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon le nombre d'heures hebdomadaires de travail



Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
* Désigne le groupe de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes

Graphique 5: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon la condition de travailleur permanent ou non permanent



Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
* Désigne le groupe de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes

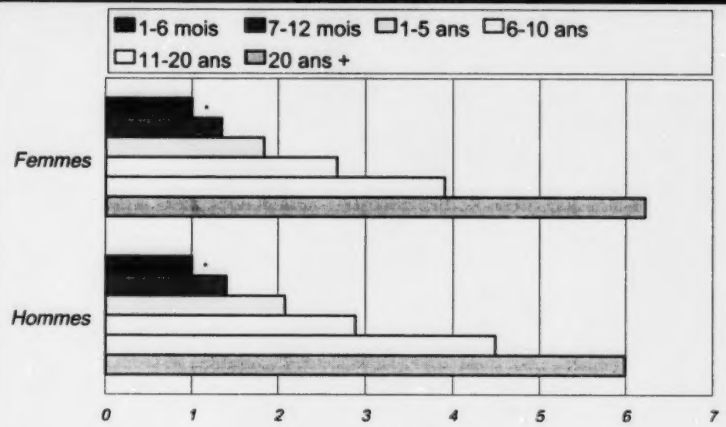
temps plein ou les travailleurs permanents. L'effet du régime à plein temps est plus grand chez les hommes que chez les femmes. Toutefois, la probabilité de participer à un RPE est plus faible pour les travailleurs ou les travailleuses à plein temps qui ont une semaine normale de travail de plus de 48 heures que pour ceux ou celles dont la semaine de travail se

situe entre 30 et 48 heures. La condition de travailleur permanent ou non permanent est fortement corrélée avec l'âge et l'ancienneté (durée d'occupation d'un emploi) et cette variable tend à réduire l'effet des autres variables (et vice versa). Or, comme ces variables (âge, ancienneté, condition de travailleur permanent ou non permanent) ne sont pas parfaitement corrélées l'une avec l'autre et que nous avions déjà décidé de les inclure dans les modèles (chapitre 3), les trois demeurent dans les modèles (c.-à-d. que si nous supprimions une variable, nous perdrions de l'information sur les déterminants de la participation à un RPE, même si les effets des deux autres variables sont plus prononcés) (voir l'annexe III pour une analyse de la robustesse).

L'effet de l'ancienneté observé dans l'analyse multivariée est conforme aux prévisions et aux résultats bidimensionnels du chapitre 3 : la probabilité de participer à un RPE augmente de façon monotone avec l'ancienneté, tant chez les femmes que chez les hommes. Bien que l'ancienneté ait un effet positif sur la probabilité de participer à un RPE, elle influe par ailleurs indirectement sur la mobilité des travailleurs. Nous avons vu que la transférabilité des RPA influait sur les projets de recherche d'emploi des travailleurs. Dans son sens courant, la transférabilité englobe l'acquisition des droits, l'immobilisation et l'admissibilité à des prestations de retraite. L'acquisition des droits signifie qu'un employé qui change d'emploi a droit aux cotisations de l'employeur, s'il s'agit d'un régime à cotisations déterminées, ou aux prestations déterminées promises aux membres d'un régime, s'il s'agit d'un régime à prestations déterminées; l'immobilisation a rapport à l'accessibilité du fonds de retraite pour l'employé; et l'admissibilité à des prestations de retraite signifie entre autres l'accessibilité à des prestations de retraite anticipée. Toutes choses étant égales par ailleurs, les travailleurs auront moins tendance à laisser leur emploi si leur régime de pension ne prévoit pas l'acquisition de droits, ou si une règle d'immobilisation s'applique, ou encore s'ils sont admissibles à des prestations immédiates de pension (la valeur de ces

prestations tend à augmenter si le travailleur demeure chez le même employeur) (Luchak, 1997). Comme l'ancienneté détermine les conditions d'acquisition, d'immobilisation et d'admissibilité à des prestations de retraite (c.-à-d. les conditions de transférabilité), elle influe non seulement sur la probabilité que des travailleurs qui participent à un RPA se mettent à la recherche d'un emploi, mais aussi sur la mobilité de ces travailleurs, devant la naissance de nouvelles possibilités d'emploi sur le marché du travail (Luchak, 1997).

Graphique 6: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon l'ancienneté

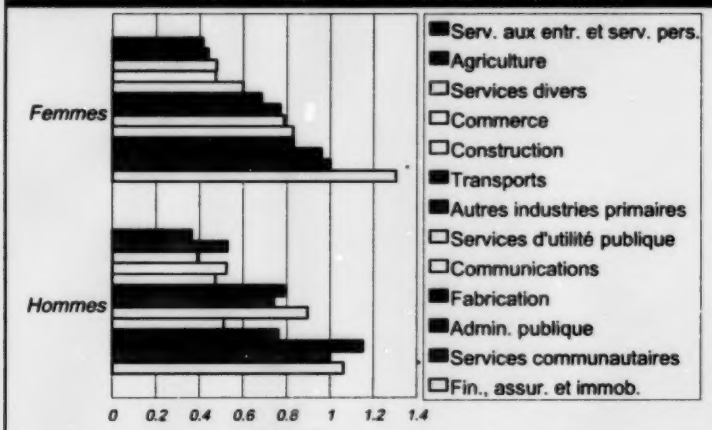


Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
** Désigne le groupe de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes*

Les volets secteur d'activité et profession sont tous deux statistiquement significatifs (à un seuil de 0,001) dans les modèles de régression. (Le lecteur est prié de consulter les tableaux contenant les résultats de la régression pour obtenir plus de détails sur l'effet de chaque secteur ou de chaque profession sur la participation à un RPE). Les secteurs d'activité économique où la probabilité de participer à un RPE est la plus faible sont les services aux entreprises et les services personnels, l'agriculture, les services divers, le commerce de gros et de détail, et la construction, et les secteurs où cette probabilité est la plus forte sont l'administration publique, les services communautaires et les finances, les assurances et l'immobilier, et cela, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. En ce qui regarde les professions, la probabilité (relative) de participer à un RPE, chez les femmes,

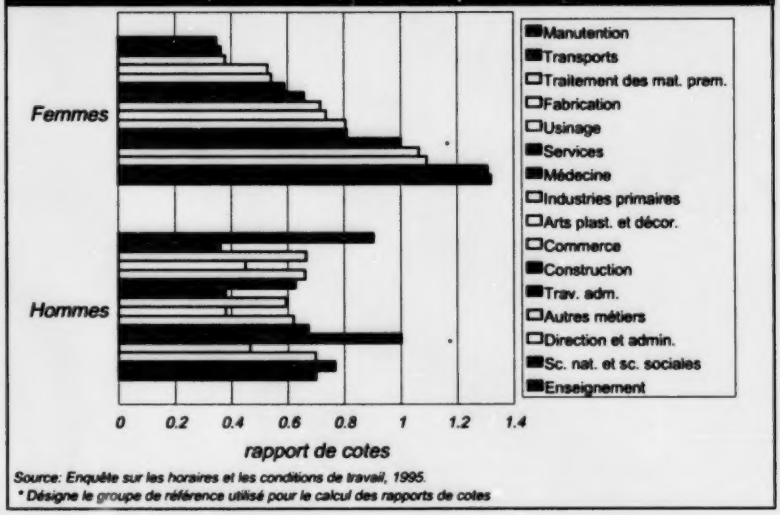
est la plus forte dans l'enseignement, dans les sciences naturelles et les sciences sociales, dans la direction et l'administration, dans la conduite d'appareils divers et dans le travail administratif. Chez les hommes, ce sont les mêmes professions, sauf la conduite d'appareils divers, qui est remplacée par la manutention. La probabilité de participer à un RPE, chez les femmes, est la plus faible dans la manutention, les transports, le traitement des matières premières, lafabrication et l'usinage. Chez les hommes, cette probabilité est la plus faible dans les transports et la fabrication, comme pour les femmes, ainsi que en médecine, dans les arts plastiques et décoratifs, et dans les autres métiers.

Graphique 7 Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon le secteur d'activité



Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
** Désigne le group de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes*

Graphique 8: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon la profession



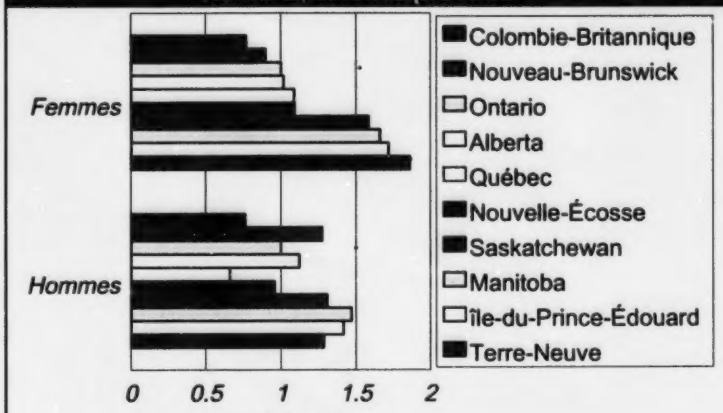
Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
** Désigne le groupe de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes*

4.2 Caractéristiques personnelles

L'analyse de régression confirme l'observation faite au chapitre 3 selon laquelle le taux de participation à des RPE varie aussi d'une province à l'autre (c.-à-d. que la province est un déterminant significatif [à un seuil de 0,001 pour les deux sexes] de la participation à un RPE)[24]. Si l'on tient compte de l'effet de la structure industrielle de la province, de la syndicalisation et d'autres facteurs, on note une plus grande variabilité du taux probable de participation entre les provinces chez les femmes. La probabilité de participer à un RPE est la plus forte, pour les femmes, dans les petites provinces de Terre-Neuve et de l'Île-du-Prince-Édouard, au Manitoba et en Saskatchewan, et pour les hommes, dans ces mêmes provinces, en plus du Nouveau-Brunswick.

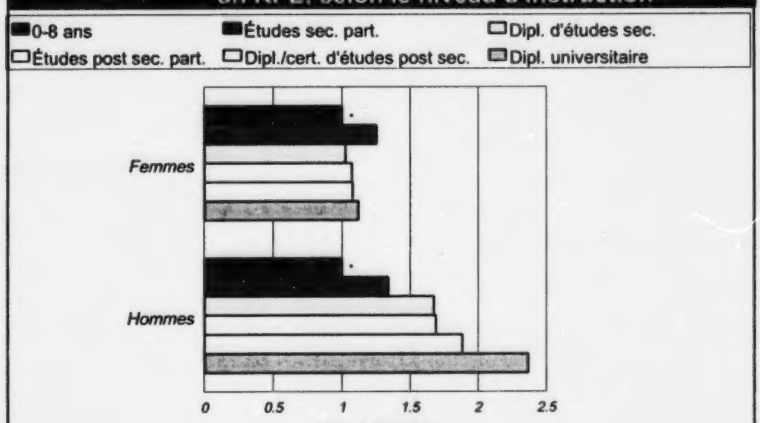
[24] Pour chacun des sexes pris individuellement, seules les provinces de Québec, du Manitoba et de la Colombie-Britannique sont statistiquement significatives pour les hommes, tandis que Terre-Neuve, le Manitoba, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique sont statistiquement significatives pour les femmes. (Annexe V, Tableaux 5 et 6)

Graphique 9: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon la province



Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
** Désigne le group de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes*

Graphique 10: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon le niveau d'instruction



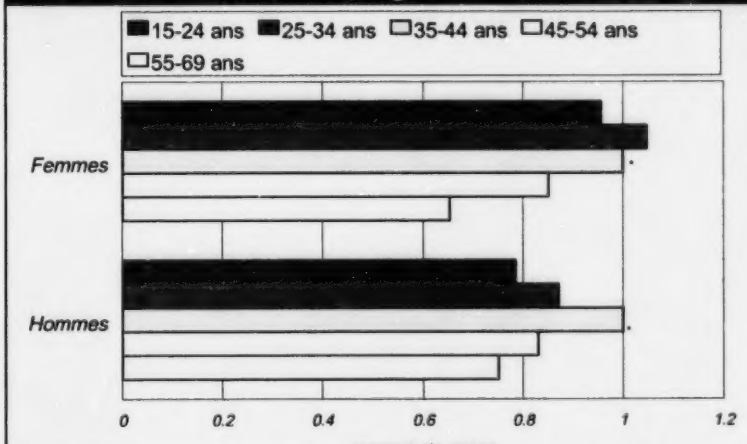
Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
** Désigne le groupe de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes*

L'hypothèse des rendements croissants pour le niveau d'instruction semble se vérifier, du moins pour les hommes. En effet, la probabilité [relative] de participer à un RPE augmente de façon monotone avec le niveau de scolarité (niveau de signification de 0,001). Chez les femmes, toutefois, d'autres variables, telles que la profession, le secteur d'activité économique, la rémunération et la syndicalisation, atténuent l'effet du niveau de scolarité sur

la participation à un RPE, rendant ainsi cette variable statistiquement non significative (à un seuil de 0,25) dans le modèle de régression.

L'âge, l'état matrimonial et la présence de personnes à charge ne sont pas des déterminants majeurs de la participation à un régime de pension. Le gros de l'effet imputé théoriquement à l'âge est exercé en réalité par d'autres variables comme l'ancienneté et la condition de travailleur permanent ou non permanent (l'âge est non significatif chez les hommes à un seuil de 0,05, tandis qu'il est significatif chez les femmes à un seuil de 0,025). Toutefois, il convient de souligner l'effet négatif de l'âge sur la participation à un RPE chez les travailleurs plus âgés (55-69 ans), en particulier chez les femmes. L'importance relative des divers facteurs qui contribuent à cette situation mérite une analyse plus approfondie. Mais disons pour l'instant que deux de ces facteurs pourraient être l'âge relativement peu avancé auquel des travailleurs qui participent depuis longtemps à des régimes d'employeur prennent leur retraite, et la discrimination qui s'exerce dans l'embauchage de travailleurs relativement âgés là où il existe des régimes de retraite à prestations déterminées.

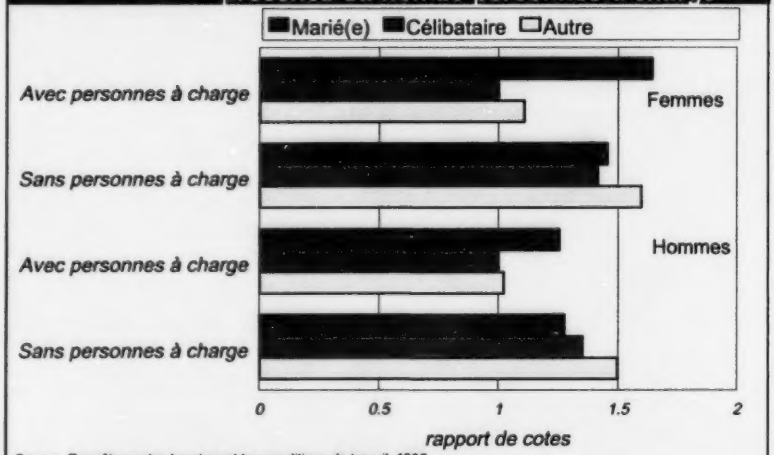
Graphique 11: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon l'âge



Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
* Désigne le groupe de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes

Comme pour l'âge, l'état matrimonial et la présence de personnes à charge (et leurs interactions) sont statistiquement significatives (à un seuil de 0,005) chez les femmes, alors qu'elles sont non significatives (à un seuil de 0,25) chez les hommes. Toutefois, chez les femmes, il y a peu de différence entre les rapports de cotes des divers groupes (comme prévu, les mères célibataires ont un peu moins de chances de participer à un régime de pension que les autres groupes de femmes). En définitive, peu de données nous permettent de croire que le mariage et la présence d'enfants influent de façon décisive sur le fait de chercher un emploi qui compte nécessairement parmi ses avantages sociaux un régime de retraite. Cette analyse de régression est limitée en partie par le fait que certains travailleurs ou certaines travailleuses qui n'ont pas de RPE en propre sont peut-être couverts partiellement par le régime de leur conjoint au travail. Suivant les régimes, le conjoint d'un cotisant peut avoir droit à une prestation de survivant qui est normalement moindre que la prestation de retraite.

Graphique 12: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon l'état matrimonial et la présence ou non de personnes à charge



Source: Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
* Désigne le groupe de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes

En analysant la participation à des régimes de pension sous l'angle de l'unité familiale[25], on peut évaluer dans quelle mesure des travailleurs ou des travailleuses mariés qui ne bénéficient pas d'un régime de pension chez leur employeur peuvent être couverts en partie par le RPE de leur conjoint. Le tableau 1 présente les travailleurs rémunérés mariés répartis en trois groupes : aucune participation (aucun membre de l'unité familiale ne participe à un régime de pension), participation partielle possible (au moins un membre de l'unité familiale participe à un régime), et participation propre (a son propre RPE)[26]. Les résultats montrent qu'un proportion additionnelle (15 %) de travailleurs ou de travailleuses mariés participent probablement partiellement à un régime de conjoint, ce qui fait passer la proportion de travailleurs ou de travailleuses mariés qui participent d'une manière quelconque à un RPE de 58 à 73 %. Par ailleurs, les femmes mariées sont proportionnellement plus nombreuses que les hommes mariés à profiter d'un régime de conjoint[27]. Malgré cela, il demeure évident que les travailleurs à temps partiel et les travailleurs temporaires ont beaucoup moins de chances de participer à un RPE.

---

25 Selon la définition que l'on en donne dans l'EPA, une famille est un groupe de deux personnes ou plus qui vivent ensemble dans le même logement et qui sont apparentées par le sang ou le mariage. Par exemple, si un ménage compte trois couples mariés qui sont membres de générations différentes, ces personnes sont réputées constituer une famille (Reesor et Lipsett, 1997). L'unité familiale n'est pas représentée dans le fichier de données à grande diffusion de l'EHCT; nous nous sommes donc servis du fichier maître de Statistique Canada.

26 Nous parlons de "participation possible" pour la raison suivante. Une famille peut être composée de deux couples mariés (qui travaillent tous les deux). Si seulement une personne sur les quatre participe à un RPE, les trois autres pourraient entrer dans la catégorie "participation possible" (c.-à-d. le conjoint et l'autre couple marié). En réalité, seul le conjoint serait couvert, l'autre couple n'ayant aucunement droit au RPE, ce qui veut dire que le nombre estimé de personnes qui bénéficient d'un régime de conjoint (c.-à-d. participation possible) est une surestimation (quoique probablement légère). Par le même raisonnement, on peut affirmer que le nombre de travailleurs ou travailleuses mariés qui ne bénéficient d'aucune manière d'un RPE est légèrement sous-estimé.

27 Les travailleurs ou travailleuses autonomes mariés, qui n'avaient pas à répondre à une question sur la participation à un RPE dans l'EHCT, profitent peut-être d'un régime de conjoint, ce qui leur permet d'exercer en toute quiétude un travail autonome. Nos calculs montrent qu'il peut en être ainsi pour près de trois travailleurs autonomes sur dix (28 % des travailleurs ou travailleuses autonomes mariés bénéficient probablement d'un régime de conjoint).

M121

IMPORTANT NOTE CONCERNING THE FOLLOWING PAGES

THE PAGES WHICH FOLLOW HAVE BEEN FILMED TWICE IN ORDER TO OBTAIN THE BEST REPRODUCTIVE QUALITY

USERS SHOULD CONSULT ALL THE PAGES REPRODUCED ON THE FICHE IN ORDER TO OBTAIN A COMPLETE READING OF THE TEXT.

REMARQUE IMPORTANTE CONCERNANT LES PAGES QUI SUIVENT

LES PAGES SUIVANTES ONT ÉTÉ REPRODUITES EN DOUBLE AFIN D'AMÉLIORER LA QUALITÉ DE REPRODUCTION

LES UTILISATEURS DOIVENT CONSULTER TOUTES LES PAGES REPRODUITES SUR LA FICHE AFIN D'OBTENIR LA LECTURE DU TEXTE INTÉGRAL

micromedia
a division of IHS Canada

20 Victoria Street
Toronto, Ontario M5C 2N8
Tel.: (416) 362-5211
Toll Free: 1-800-387-2689
Fax: (416) 362-6161
Email: info@micromedia.on.ca

Tableau 1 : Proportion de travailleurs rémunérés mariés, selon la catégoric de travailleur et le type de participation à un régime de pension

Les deux sexes				
Catégorie de travailleur	Aucune particip.	Partic. possible	Particip. propre	Total
Permanent-plein temps	23%	12%	65%	100%
Permanent-temps partiel	39%	27%	34%	100%
Temporaire-plein temps	42%	25%	34%	100%
Temporaire-temps partiel	50%	31%	19%	100%
Toutes catégories confondues	**27%**	**15%**	**58%**	**100%**
Hommes				
Catégorie de travailleur	Aucune particip.	Partic. possible	Particip. propre	Total
Permanent-plein temps	23%	10%	67%	100%
Permanent-temps partiel	53%	24%	23%	100%
Temporaire-plein temps	44%	22%	34%	100%
Temporaire-temps partiel	72%	N/A	N/A	100%
Toutes catégories confondues	**25%**	**11%**	**63%**	**100%**
Femmes				
Catégorie de travailleur	Aucune particip.	Partic. possible	Particip. propre	Total
Permanent-plein temps	23%	14%	63%	100%
Permanent-temps partiel	37%	27%	35%	100%
Temporaire-plein temps	38%	28%	33%	100%
Temporaire-temps partiel	45%	34%	21%	100%
Toutes catégories confondues	**28%**	**19%**	**53%**	**100%**

Source : Calculs de DRHC, sur la base de l'Enquête sur les horaires et les conditions de travail de 1995, Statistique Canada

Tableau 1 : Proportion de travailleurs rémunérés mariés, selon la catégorie de travailleur et le type de participation à un régime de pension

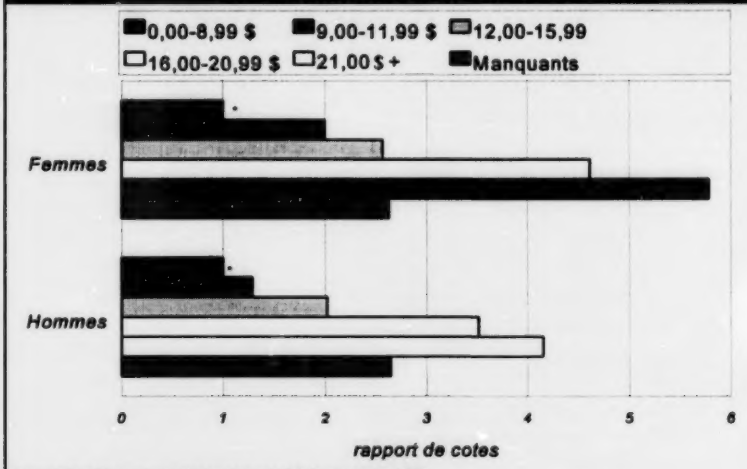
Les deux sexes				
Catégorie de travailleur	Aucune particip.	Partic. possible	Particip. propre	Total
Permanent-plein temps	23%	12%	65%	100%
Permanent-temps partiel	39%	27%	34%	100%
Temporaire-plein temps	42%	25%	34%	100%
Temporaire-temps partiel	50%	31%	19%	100%
Toutes catégories confondues	**27%**	**15%**	**58%**	**100%**
Hommes				
Catégorie de travailleur	Aucune particip.	Partic. possible	Particip. propre	Total
Permanent-plein temps	23%	10%	67%	100%
Permanent-temps partiel	53%	24%	23%	100%
Temporaire-plein temps	44%	22%	34%	100%
Temporaire-temps partiel	72%	N/A	N/A	100%
Toutes catégories confondues	**25%**	**11%**	**63%**	**100%**
Femmes				
Catégorie de travailleur	Aucune particip.	Partic. possible	Particip. propre	Total
Permanent-plein temps	23%	14%	63%	100%
Permanent-temps partiel	37%	27%	35%	100%
Temporaire-plein temps	38%	28%	33%	100%
Temporaire-temps partiel	45%	34%	21%	100%
Toutes catégories confondues	**28%**	**19%**	**53%**	**100%**

Source : Calculs de DRHC, sur la base de l'Enquête sur les horaires et les conditions de travail de 1995, Statistique Canada

4.3 Rémunération

L'effet de la rémunération observé dans la régression pour les hommes et pour les femmes vient appuyer l'idée des "bons emplois" qui a été mentionnée dans le chapitre 3. En effet, la rémunération a un effet significatif (à un seuil de 0,001 pour les deux sexes) sur la probabilité de participer à un régime de retraite et cet effet correspond aux prévisions (c.-à-d. que la probabilité de participer à un régime de pension augmente de façon monotone avec la rémunération pour les hommes comme pour les femmes). Non seulement ces résultats accréditent l'idée des "bons emplois", mais aussi ils mettent en évidence la possibilité que les écarts de revenu observés actuellement entre les travailleurs bien rémunérés et ceux qui reçoivent un salaire plus modeste persistent jusque dans la retraite.

Graphique 13: Rapport de cotes pour la participation à un RPE, selon le salaire horaire



Source:Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995.
* Désigne le groupe de référence utilisé pour le calcul des rapports de cotes

5. Résumé et analyse

Dans ce document, nous avons analysé les déterminants d'un des aspects du système de revenu de retraite du Canada, à savoir la participation à un régime de pension agréé ou à un REER collectif chez un employeur (les RPE). Les RPE, ou régimes de pension d'employeur, ont une influence déterminante sur les revenus, le niveau de vie et la sécurité financière dont pourront jouir les travailleurs actuels durant leur retraite. Dans ce contexte, le fait que seulement 55 % des travailleurs rémunérés non étudiants participent aujourd'hui à un régime de retraite est étonnant. (Un 15 % additionnel de travailleurs rémunérés, mariés, sont probablement couverts partiellement par un régime de conjoint.)

Tandis que les données sur les pensions indiquent une hausse sensible, depuis 10 ans, du nombre de Canadiens qui cotisent à un REER, on ignore dans quelle mesure les travailleurs qui ne bénéficient pas d'un régime de pension d'employeur se préparent à la retraite sur le plan financier. Le manque de donnés sur l'avoir personnel des Canadiens nous empêche d'évaluer vraiment jusqu'à quel point l'accès limité aux RPE observé dans cette étude peut être un sujet de préoccupation.

Selon cette étude, les principaux déterminants de la participation à un RPE sont la syndicalisation et la taille de l'entreprise, l'ancienneté (mesurée par la durée d'occupation d'un emploi), la condition de travailleur permanent ou non permanent, le régime de travail (temps partiel/temps plein), et la rémunération. Les déterminants secondaires sont la catégorie de travailleur (secteur public/secteur privé), le secteur d'activité économique, la profession, l'âge, le niveau d'instruction, la province de résidence, l'état matrimonial et la présence de personnes à charge. Nous arrivons à deux conclusions : 1) l'insécurité financière observée aujourd'hui sur le marché du travail risque de se reproduire demain au moment de la retraite; 2) l'évolution récente du marché du travail donne à penser que, à l'avenir, un moins grand nombre de travailleurs pourront bénéficier d'un RPE.

De façon plus précise, les résultats de la régression montrent que les travailleurs qui ont la moins grande sécurité financière aujourd'hui (c-à-d. les travailleurs non permanents, les travailleurs à temps partiel, les travailleurs non syndiqués, ceux qui ont peu d'ancienneté, ceux qui travaillent à petit salaire dans de petites entreprises) sont ceux qui ont le moins de chances de participer à un RPE. Malgré les modifications législatives qui augmentent les chances des travailleurs à temps partiel de participer à un RPE, le taux de participation parmi ce groupe est encore loin de celui des travailleurs permanents à plein temps. Il importe de noter que les secteurs où on observe une hausse sensible de l'emploi depuis quelques années (c.-à-d. petites entreprises, temps partiel, emplois temporaires et travail autonome) ont un rapport négatif avec la participation à un RPE, ce qui donne à penser que moins de travailleurs auront accès à un RPE à l'avenir et donc, que l'on recourra plus aux régimes publics de retraite et aux REER individuels.

Les trois piliers du système canadien de revenu de retraite — les programmes publics financés entièrement par le Trésor et axés sur le soutien du revenu des personnes âgées pauvres (SV et SRG), les régimes contributifs par répartition (Régime de pensions du Canada et Régime de rentes du Québec), et l'épargne privée à régime fiscal avantageux (RPA et REER) — ont chacun leurs avantages et leurs inconvénients. Les régimes de retraite du secteur privé comportent généralement des règles d'acquisition restrictives et des dispositions de transférabilité (Ascah, 1995). Ces aspects des RPA peuvent restreindre les projets de recherche d'emploi et la mobilité des travailleurs. Par contre, un avantage évident des RPA est qu'ils permettent une mise en commun des risques suffisamment grande pour garantir le versement de montants préétablis durant la retraite et protègent le bénéficiaire contre un éventuel tarissement de l'épargne. De leur côté, les REER ne comportent pas de règles d'acquisition restrictives ni de dispositions de transférabilité, mais ils présentent des lacunes qui minent leur capacité de bien répondre aux besoins des travailleurs lorsque ceux-ci seront à la retraite. Tous les travailleurs rémunérés (y compris les travailleurs autonomes) peuvent cotiser à un REER. Cependant, le montant qu'une personne peut verser à ce genre de régime dépend de son revenu annuel, ce qui signifie que les travailleurs bien

rémunérés peuvent verser de plus grosses sommes que les travailleurs qui reçoivent un salaire plus modeste. En outre, il est possible de retirer des sommes du REER, et même d'épuiser l'épargne ainsi accumulée, avant la retraite.

Les régimes généraux contributifs (RPC/RRQ) sont des régimes universels auxquels les travailleurs actifs sont tenus de cotiser. Une caractéristique importante de ces régimes est la transférabilité des prestations, ce qui favorise la mobilité des travailleurs entre les emplois, les secteurs d'activité ou les provinces et donc, l'adaptation à la conjoncture économique changeante. Les mesures qui ont été prises dernièrement par les pouvoirs publics pour garantir la viabilité à long terme du RPC/RRQ sont un pas dans la bonne direction en vue de préserver ce pilier important du système de revenu de retraite.

Définie comme un programme public de revenu de retraite qui n'est aucunement lié à l'activité, la SV est une prestation universelle offerte à tous les Canadiens de 65 ans ou plus qui répondent aux exigences en matière de résidence. Le SRG, qui n'est pas lié non plus à l'activité, est offert uniquement comme supplément de revenu aux personnes âgées à faible revenu. Compte tenu des limites des autres régimes de revenu destinés aux retraités, la SV et le SRG demeurent une composante importante du système canadien de revenu de retraite.

Les trois piliers du système de revenu de retraite ont chacun leurs avantages et leurs inconvénients. Cet article a eu pour point de mire les déterminants de la participation à un RPE et il s'est donc attaché à faire ressortir l'importance relative des RPA et des REER collectifs dans le système de revenu de retraite du Canada. L'analyse souligne la très forte variation des rapports de cotes de la participation à un RPE lorsque ce genre d'avantage est négocié comme un élément du régime de rémunération. Dans la mesure où les réformes futures du système de pensions accroîtront la participation à des RPE et amélioreront la transférabilité de ces régimes, le pilier de l'épargne privée s'en trouvera renforcé. La participation relativement restreinte aux RPE, ainsi que la transférabilité limitée de ces

régimes, soulignent l'importance de conserver un régime général fiable, qui renferme des dispositions de transférabilité, comme complément à l'épargne privée.

On doit poursuivre la recherche sur des questions comme la dynamique de la participation à des régimes de retraite lorsque les individus passent de l'école au marché du travail, d'un emploi à un autre, et du marché du travail à la retraite, et la possibilité que des emplois à temps partiel et des emplois temporaires relativement peu intéressants soient des étapes vers de meilleurs emplois. Si les travailleurs occupent des emplois relativement peu intéressants (sur le plan du salaire et des avantages sociaux) pendant de longues périodes, leur sécurité financière à la retraite sera certainement compromise.

Annexe I

Tableau 2: Proportion des travailleurs rémunérés non étudiants admissibles à un régime de pension d'employeur

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Canada	55,2	58,2	51,9
Caractéristiques du travail			
Heures hebdomadaires de travail			
Moins de 30	27,8	14,2	30,6
30 à 49	60,2	62,0	57,9
50 et plus	51,5	49,5	57,4
Travailleurs non permanents			
Permanent	58,5	61,5	55,1
Non permanent	24,9	24,3	25,4
Statut syndical			
Syndiqué	82,8	84,4	80,9
Non syndiqué	36,6	39,0	34,1
Taille de l'entreprise			
Moins de 20	14,1	15,3	13,0
De 20 à 99	41,0	43,2	38,1
De 100 à 500	63,0	63,0	63,1
Plus de 500	78,4	83,1	73,2
Taille de l'entreprise et statut syndical			
Moins de 20, non syndiqué	10,8	11,1	10,5
De 20 à 99, non syndiqué	29,0	31,2	26,2
De 100 à 500, non syndiqué	44,7	46,5	42,8
Plus de 500, non syndiqué	65,4	70,9	60,3
Moins de 20, syndiqué	51,4	50,2	53,5
De 20 à 99, syndiqué	70,5	72,2	68,1
De 100 à 500, syndiqué	80,9	80,3	81,4
Plus de 500, syndiqué	88,4	91,1	84,8
Catégorie de travailleur			
Employé du secteur public	84,8	90,5	79,5
Employé du secteur privé	47,8	51,0	44,3

Tableau 2 (suite)

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Catégorie de travailleur et statut syndical			
Secteur public, non syndiqué	59,4	73,3	47,2
Secteur privé, non syndiqué	35,0	36,8	33,2
Secteur public, syndiqué	90,6	94,4	87,0
Secteur privé, syndiqué	77,6	79,0	75,6
Ancienneté			
1-6 mois	21,7	22,8	20,6
7-12 mois	29,0	29,6	28,1
1-5 ans	42,4	45,5	39,3
6-10 ans	61,3	62,7	60,0
11-20 ans	76,9	79,4	73,9
Plus de 20 ans	87,2	89,0	84,3
Secteur d'activité économique			
Agriculture	13,2	n,d,	n,d,
Autres industries primaires	63,3	63,9	60,5
Fabrication	61,6	65,3	52,6
Construction	33,4	34,8	n,d,
Transports	56,8	59,1	48,0
Communications	74,1	70,7	79,3
Services d'utilité publique	83,2	83,7	81,5
Commerce	34,9	39,8	29,3
Finances	70,1	69,8	70,3
Services communautaires	69,0	76,6	66,1
Services aus entreprises et services personnels	25,5	31,2	21,4
Services divers	26,5	28,1	24,9
Administration publique	86,3	91,2	80,3
Profession			
Arts plastiques et décoratifs	37,5	40,4	34,1
Travail administratif	54,8	68,9	51,4
Construction	47,2	47,5	n,d,

Tableau 2 (suite)

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Fabrication	53,0	55,1	44,0
Usinage	60,8	60,7	62,2
Direction et administration	64,8	66,7	n,d,
Manutention	52,5	56,7	n,d,
Médecine	68,1	70,0	67,7
Sciences naturelles, sciences sociales et religion	68,5	68,5	68,5
Autres métiers	67,8	74,2	n,d,
Industries primaires	37,4	41,9	n,d,
Traitement des matières premières	60,4	68,7	31,3
Commerce	36,2	42,9	30,3
Services	37,1	50,2	25,6
Enseignement	79,5	85,4	76,7
Transports	43,4	43,6	n,d,
Caractéristiques personnelles			
Âge			
15-24	23,9	23,4	24,3
25-34	51,4	51,4	51,5
35-44	62,5	67,1	57,7
45-54	64,6	70,3	58,7
55-69	56,0	62,7	46,9
Niveau de scolarité			
0-8 ans	40,2	43,8	33,5
Études secondaires partielles	45,5	49,9	38,7
Diplôme d'études secondaires	49,6	52,9	46,4
Études post-secondaires partielles	51,4	53,9	48,9
Certificat ou diplôme d'études post-secondaires	57,0	60,0	53,9
Diplôme universitaire	70,5	74,0	66,8
État matrimonial			
Marié(e)	58,7	63,3	53,6
Célibataire, jamais marié(e)	43,1	42,6	43,8
Veuf(ve), séparé(e), divorcé(e)	60,0	64,9	56,8

Tableau 2 (suite)

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Présence d'enfants			
Au moins un enfant	55,7	60,0	51,2
Aucun enfant	54,6	56,1	52,8
État matrimonial et présence d'enfants			
Marié(e), avec enfants	60,4	65,1	55,0
Marié(e), sans enfant	55,2	59,5	51,1
Célibataire, avec enfants	24,3	22,4	26,1
Célibataire, sans enfant	51,1	49,6	53,4
Veuf(ve), séparé(e), divorcé(e) , avec enfants	55,4	63,0	53,7
Veuf(ve), séparé(e), divorcé(e) , sans enfant	63,2	65,3	60,7
Province			
Terre-Neuve	58,9	62,6	55,1
Île-du-Prince-Édouard	52,1	51,5	52,7
Nouvelle-Écosse	50,8	55,0	46,1
Nouveau-Brunswick	48,8	53,8	43,6
Québec	55,2	55,9	54,3
Ontario	57,6	61,5	53,4
Manitoba	60,9	63,0	58,7
Saskatchewan	57,1	59,1	55,2
Alberta	51,1	53,6	48,3
Colombie-Britannique	50,5	55,6	45,3
Rémunération			
Salaire horaire			
0,00-8,99 $	13,4	14,3	12,9
9,00-11,99 $	33,0	26,4	37,9
12,00-15,99 $	55,9	50,8	60,5
16,00-20,99 $	76,5	74,5	79,1
21,00 $ et plus	83,3	83,9	82,1
Enregistrements manquants	55,2	57,9	51,7

Source : Calculs de DRHC, sur la base de l'Enquête sur les horaires et les conditions de travail de 1995, Statistique Canada.

Annexe II

La méthode de régression et les rapports de cotes

Définitions et remarques préliminaires

Avant de décrire la méthode de régression logistique, nous devons poser clairement certaines définitions. L'EHCT fournit de l'information sur la participation, ou la non-participation, des travailleurs rémunérés à un RPE. Donc, pour chaque travailleur, *I*, nous pouvons définir une variable dichotomique (ou binaire) qui décrit la participation à un RPA de la façon suivante :

(1) $pens_i = 1$ *si travailleur i participe à un RPA.*
$= 0$ *dans le cas contraire.*

Suivant le cadre d'analyse empirique, diverses caractéristiques déterminent la participation à un RPE. Donc, pour chaque travailleur, *I*, nous pouvons exprimer la participation à un RPE ($pens_i$) comme une fonction (h_i) des caractéristiques du travail (JOB_i), des caractéristiques personnelles ($PERS_i$), et de la rémunération (W_i), c'est-à-dire,

(2) $$pens_i = h_i(JOB_i, PERS_i, W_i).$$

Considérons maintenant une variable dépendante binaire, *PENS*, qui est définie comme $pens_i$ dans l'équation 1. Si *PENS*=1 avec une probabilité $\pi(x)$ et *PENS*=0 avec une probabilité $1-\pi(x)$, où $\pi(x)$ est la probabilité conditionnelle (étant donné x) de participer à un RPE et $x = (JOB, PERS, W)$, alors, de façon explicite,

(3) $$\pi(x) = Prob(PENS = 1 \mid JOB, PERS, W).$$

L'utilisation de ces équations en vue de déterminer l'effet de x sur la probabilité de participer à un RPE ($Prob(PENS=1 \mid x)$) nous amène au modèle de régression logistique.

Annexe II (suite)

Le modèle de régression logistique

Le modèle de régression logistique est une technique qui permet de décrire le rapport entre une variable dépendante discrète et une ou plusieurs variables indépendantes (discrètes ou continues). Dans le cas qui nous occupe, la variable dépendante, *PENS*, a deux valeurs possibles — participation à un RPE ou non-participation à un RPE — et les variables indépendantes sont contenues dans le vecteur x=(*JOB, PERS, W*). Dans l'analyse, *JOB* contient de l'information sur les heures de travail hebdomadaires (temps partiel/temps plein/temps prolongé), la condition de travailleur permanent ou non permanent, le secteur d'activité économique, la profession, le statut syndical, l'ancienneté (durée d'occupation d'un emploi), la catégorie de travailleur (secteur public/secteur privé) et la taille de l'entreprise; *PERS* contient de l'information sur l'âge, le niveau d'instruction, l'état matrimonial, la présence de personnes à charge (enfants) et la province de résidence; enfin, *W* contient de l'information sur les tranches de rémunération horaire.

Si $\pi(x)$ est définie comme la probabilité de participer à un RPE (étant donné x), alors $(1-\pi(x))$ est la probabilité de non-participation (étant donné x). La *probabilité relative* de participer à un RPE est définie comme $\pi(x)/(1-\pi(x))$ — le rapport entre la probabilité conditionnelle de participer à un RPE et la probabilité conditionnelle de ne pas y participer — et le *logit* est le logarithme naturel de la probabilité relative, c'est-à-dire $\ln\{\pi(x)/(1-\pi(x))\}$. Le modèle de régression logistique à estimer est donc

(4)
$$\ln\left(\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}\right) = \beta_0 + \beta_1 JOB + \beta_2 PERS + \beta_3 W ,$$

où β_0 est le paramètre d'ordonnée à l'origine;

β_1 est un vecteur de paramètres inconnus qui décrit l'effet des caractéristiques du travail sur la participation à un RPE;

Annexe II (suite)

β_2 est un vecteur de paramètres inconnus qui décrit l'effet des caractéristiques personnelles sur la participation à un RPE;

β_3 est un vecteur de paramètres inconnus qui décrit l'effet de la rémunération sur la participation à un RPE.

Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance, ce qui donne les valeurs estimées β_0^{EMV}, β_1^{EMV}, β_2^{EMV} et β_3^{EMV} de β_0, β_1, β_2 et β_3 respectivement .

Étant donné le modèle de régression exposé ci-dessus, et en utilisant $(JOB,PERS,W)=x$ par souci de brièveté, nous avons

$$\pi(x) = Prob(PENS=1 \mid x) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta x)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta x)} \tag{5}$$

et on constate facilement que

$$1 - \pi(x) = Prob(PENS=0 \mid x) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta x)}, \tag{6}$$

où $\beta=(\beta_1,\beta_2,\beta_3)$.

Mais revenons à l'estimation du maximum de vraisemblance. Si *I* et *j* sont des indices qui désignent respectivement les travailleurs cotisants et les travailleurs non cotisants, alors la fonction de vraisemblance est

$$\begin{aligned} L &= \prod_i Prob(PENS=1 \mid x_i) \prod_j Prob(PENS=0 \mid x_j) \\ &= \prod_i \frac{\exp(\beta_0 + \beta x_i)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta x_i)} \prod_j \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta x_j)} . \end{aligned} \tag{7}$$

On maximise cette fonction pour obtenir les valeurs estimées des paramètres du modèle.

Annexe II (suite)

Spécification du modèle, signification statistique et ajustement du modèle

Nous estimons le modèle spécifié dans l'équation 4 pour chaque sexe. Afin de vérifier si les variables indépendantes ont un effet statistiquement significatif sur la probabilité de participer à un régime de retraite, nous nous servons pour les tests du critère du rapport de vraisemblance.

Les variables indépendantes sont des "groupes" de variables qui indiquent si un travailleur possède ou non une caractéristique donnée. Il y a toujours une variable indicatrice de moins que le nombre de divisions au sein d'un groupe de variables (c'est-à-dire que l'une des divisions sert de point de référence, et les inférences concernant les autres divisions du même groupe se font par rapport à la division de référence). Par exemple, pour déterminer l'effet de l'âge sur la probabilité de participer à un RPE, on utilise 4 variables indicatrices pour les 5 groupes d'âge. Les groupes de variables qui comptent seulement 2 divisions (p. ex. travailleur permanent/non permanent) ne nécessitent qu'une variable indicatrice.

Pour tester la signification statistique d'un groupe de variables (p. ex. l'âge), on estime le modèle avec toutes les variables indépendantes; on obtient ainsi une valeur pour le logarithme du rapport de vraisemblance, ainsi que le nombre de degrés de liberté pour le modèle. Ensuite, on exclut du modèle toutes les variables indicatrices qui se rapportent au groupe en question et on refait une estimation, ce qui produit une nouvelle valeur pour le logarithme du rapport de vraisemblance et les degrés de liberté. La différence entre les deux valeurs de logarithme (celle obtenue avec le modèle entier et celle obtenue avec le modèle amputé) sert de critère pour le test. Ce critère est distribué approximativement selon une loi du chi carré, où le nombre de degrés de liberté est égal à la différence de degrés de liberté entre les deux versions du modèle et où la signification statistique est déterminée à l'aide de tables du chi carré.

Annexe II (suite)

Par exemple, pour tester la signification statistique de l'âge par rapport à la probabilité de participer à un RPE, on extrait du modèle les 4 variables indicatrices pertinentes et on soumet le modèle ainsi amputé à une nouvelle estimation. La différence des logarithmes du rapport de vraisemblance calculés avec chacun des modèles suit approximativement une distribution chi carré avec 4 degrés de liberté. Si on supprimait une seule des variables indicatrices de l'âge, on se trouverait essentiellement à grouper la division supprimée et la division de référence. La différence de logarithmes du rapport de vraisemblance entre les deux versions du modèle sert à tester si les "nouvelles" divisions d'âge ont un effet statistiquement différent sur la probabilité de participer à un RPE, comparativement aux "anciennes" divisions (c.-à-d. si la division supprimée et la division de référence ont le même effet dans le modèle). Donc, pour tester la signification statistique globale de l'âge, on doit extraire simultanément du modèle toutes les variables indicatrices qui se rapportent à l'âge. Pour tester si l'une des divisions de la variable âge est significativement différente de la division de référence, il suffit d'extraire du modèle la variable indicatrice qui se rapporte à cette division et de considérer la différence des logarithmes du rapport de vraisemblance (ou encore, on peut examiner les niveaux de signification qui figurent dans les tableaux des résultats de la régression; voir annexe V, tableaux 5 et 6).

Le tableau de classification est un outil diagnostique pour la vérification des modèles. Cette technique permet de calculer pour chaque individu la probabilité de participer à un RPE en se servant du modèle estimé. Ainsi, en se fondant sur les probabilités estimées et en utilisant une probabilité seuil arbitraire (habituellement 0,5), on peut classer les individus selon qu'ils participent ou non à un RPE[28]. Soumis à cette technique, les modèles ont donné des résultats très satisfaisants pour les deux sexes (83,3 % des hommes et 82,7 % des femmes ont été classés correctement).

---

[28] Ce procédé est comparable au R^2 que l'on utilise dans la régression par les moindres carrés ordinaires pour déterminer dans quelle mesure le modèle explique la variation de la variable dépendante.

Annexe II (suite)

Une autre méthode diagnostique applicable au modèle consiste à étudier la robustesse du modèle. On peut le faire en supprimant des groupes de variables (p. ex. âge) et en estimant à nouveau le modèle, puis en évaluant dans quelle mesure les coefficients estimés des autres variables ont changé. S'il s'agit d'un modèle robuste, les estimations devraient être consistantes et leurs signes (positif ou négatif) ne devraient pas changer. La méthode diagnostique peut aussi se prêter à des tests de multicolinéarité. Si on supprime un groupe de variables et que cette suppression a pour effet de modifier les coefficients estimés d'un autre groupe de variables, alors ces deux groupes de variables sont colinéaires et ils peuvent "atténuer" mutuellement leur effet dans le modèle. En règle générale, les modèles pour les hommes comme pour les femmes sont robustes. Fait peu étonnant, les variables âge, ancienneté et condition de travailleur permanent ou non permanent influent sur les estimations relatives aux autres variables lorsqu'elles sont exclues du modèle, ce qui dénote un degré de multicolinéarité. Bien que ces trois groupes de variables "atténuent" mutuellement leur effet sur la probabilité de participer à un RPE, ils ne sont pas de parfaits substituts l'un de l'autre, puisqu'ils sont tous statistiquement significatifs (p. ex., l'ancienneté peut expliquer en partie l'effet de l'âge sur la probabilité de participer à un RPE, mais elle ne peut pas tout l'expliquer).

Rapports de cotes

Le rapport de cotes sert à comparer les probabilités d'un événement (en l'occurrence, la participation à un RPE) entre deux ou plusieurs groupes (en l'occurrence, les variables liées aux caractéristiques du travail et celles liées aux caractéristiques personnelles. Il est défini comme

(8) $$\textit{Rapport de cotes} = \frac{\pi_1/(1 - \pi_1)}{\pi_2/(1 - \pi_2)},$$

le rapport des probabilités relatives propres à deux groupes, c'est-à-dire où les indices 1 et 2

Annexe II (suite)

désignent les deux groupes qui sont comparés (c.-à-d, $\pi_1=\pi(x_1)$ et $\pi_2=\pi(x_2$, où x_1 et x_2 renferment les attributs des groupes 1 et 2 respectivement)[29].

Éxprimée selon les termes du modèle logistique, la probabilité relative de la participartion à un RPE est :

(9)
$$\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} = e^{\beta_0 + \beta x} .$$

Prenons par exemple le cas où x est une variable indicatrice simple qui distingue entre eux deux groupes de personnes ($x = 1$ si groupe un, $= 0$ si groupe 2). Alors, le rapport de cotes pour la participation à un régime de pension entre les deux groupes s'écrit :

(10)
$$\textit{Rapport de cotes} = \frac{\pi_1/(1 - \pi_1)}{\pi_2/(1 - \pi_2)} = \frac{e^{\beta_0 + \beta}}{e^{\beta_0}} = e^{\beta} .$$

Ce calcul peut s'appliquer facilement aux variables et aux termes d'interaction multiples.

[29] Un exemple du cas à deux groupes est le rapport de cotes entre les travailleurs permanents et les travailleurs non permanents. Pour les variables réparties en plus de deux groupes, comme l'âge ou le secteur d'activité, on choisit un groupe comme point de référence, auquel sont comparés tous les autres groupes.

Annexe III

Tableau 3: Variables utilisées dans les modèles de régression logistique

Le tableau ci-dessous donne le nom et la description des variables utilisées dans les modèles de régression logistique, ainsi que le nombre d'hommes et de femmes dans l'échantillon pour chaque variable. Les effectifs se rapportant aux termes d'interaction utilisés dans le modèle ne sont pas indiqués ici.

Groupe	Description	Nom de la variable	Effectifs d'échantillon	
			Hommes	Femmes
Total			9498	9042
Caractéristiques du travail				
Heures de travail	Moins de 30 heures/semaine	PARTTIME	409	2117
	De 30 à 49 heures/semaine	Base	7604	6446
	50 heures et plus/semaine	LONGTIME	1485	479
Travailleurs non permanents	Permanent	Base	8526	7981
	Non permanent	TEMPJOB	972	1061
Statut syndical	Syndiqué	UNION1	4197	3624
	Non syndiqué	Base	5301	5418
Taille de l'entreprise	Moins de 20 employés	FIRM1	2058	2234
	De 20 à 99 employés	FIRM2	1653	1402
	De 100 à 500 employés	FIRM3	1701	1813
	Plus de 500 employés	Base	4086	3593
Catégorie de travailleur	Secteur public	GOVTEMP	1966	2287
	Secteur privé	Base	7532	6755

Tableau 3 (suite)

Groupe	Description	Nom de la variable	Effectifs d'échantillon	
			Hommes	Femmes
Ancienneté	1 à 6 mois	TEN1	1222	1294
	7 à 12 mois	TEN2	702	518
	1 à 5 ans	Base	2233	2425
	6 à 10 ans	TEN3	1778	2121
	11 à 20 ans	TEN4	2080	1862
	Plus de 20 ans	TEN5	1483	822
Secteur d'activité économique	Agriculture	IND1	156	101
	Autres industries primaires	IND2	507	86
	Fabrication	IND3	2279	848
	Construction	IND4	713	111
	Transports	IND5	648	146
	Communications	IND6	284	210
	Services d'utilité publique	IND7	222	61
	Commerce	IND8	1463	1405
	Finances	IND9	340	670
	Services communautaires	Base	1178	3296
	Services aux entr. et services personnels	IND10	732	1236
	Services divers	IND11	165	191
	Administration publique	IND12	811	681
Profession	Arts plastiques et décoratifs	OCC5	145	113
	Travail administratif	Base	504	2485
	Construction	OCC12	876	14
	Fabrication	OCC11	1277	267
	Usinage	OCC10	346	21
	Direction et administration	OCC1	1417	1298
	Manutention	OCC14	377	74
	Médecine	OCC4	165	1100
	Sc. naturelles, sc. sociales et religion	OCC2	723	457
	Autres métiers	OCC15	192	50

Tableau 3 (suite)

Groupe	Description	Nom de la variable	Effectifs d'échantillon	
			Hommes	Femmes
	Industries primaires	OCC8	418	77
	Traitement des matières premières	OCC9	485	155
	Commerce	OCC6	598	713
	Services	OCC7	894	1283
	Enseignement	OCC3	394	860
	Transports	OCC13	687	75
Interactions				
Statut syndical et taille de l'entreprise	UNION1*FIRM1	UNFIRM1		
	UNION1*FIRM2	UNFIRM2		
	UNION1*FIRM3	UNFIRM3		
Statut syndical et catégorie de travailleur	UNION1*GOVTEMP	UNGOVT		
Caractéristiques personnelles				
Groupes d'âge	15-24 ans	AGE1	955	881
	25-34 ans	AGE2	2670	2583
	35-44 ans	Base	3055	3034
	45-54 ans	AGE3	2045	1944
	55-69 ans	AGE4	773	600
Niveau d'instruction	0-8 ans	EDU1	584	279
	Études secondaires partielles	EDU2	1430	1024
	Diplôme d'études secondaires	EDU3	1982	2126
	Études post-secondaires partielles	EDU4	711	704
	Certificat ou diplôme d'études post-second.	Base	3209	3298
	Diplôme universitaire	EDU5	1582	1611
État matrimonial	Marié(e) ou vivant en union de fait	Base	7045	6539
	Célibataire, jamais marié(e)	SINGLE	1945	1539
	Veuf(ve), divorcé(e), séparé(e)	OTHER	508	964

Tableau 3 (suite)

Groupe	Description	Nom de la variable	Effectifs d'échantillon	
			Hommes	Femmes
Enfants	Au moins un enfant	Base	5748	5551
	Aucun enfant	NOCHILD	3750	3491
Province	Terre-Neuve	NWFLD	300	286
	Île-du-Prince-Édouard	PEI	259	270
	Nouvelle-Écosse	NOVASC	598	582
	Nouveau-Brunswick	NEWBRUN	578	575
	Québec	QUEBEC	1898	1676
	Ontario	Base	3068	2887
	Manitoba	MANITOBA	698	642
	Saskatchewan	SASK	524	585
	Alberta	ALBERTA	790	757
	Colombie-Britannique	BC	785	782
Interactions				
État matrimonial et présence d'enfants	SINGLE*NOCHILD	SINGNOCH		
	OTHER*NOCHILD	OTHNOCH		
	Rémunération			
Salaire horaire	0,00- 8,99 $	Base	854	1904
	9,00- 11,99 $	WAGE1	1000	1434
	12,00- 15,99 $	WAGE2	1556	1688
	16,00- 20,99 $	WAGE3	1733	1307
	21,00 $ +	WAGE4	1960	990
	A refusé de répondre, non déclaré, ne sait pas	WAGE5	2395	1719

Annexe IV

Tableau 4 : Niveau de signification des groupes de variables, selon le test du rapport de vraisemblance

Groupe de variables	Hommes	Femmes
Caractéristiques du travail	****	****
Caractéristiques personnelles	****	****
Rémunération	****	****
Temps partiel/temps plein/temps prolongé	****	****
Travailleur permanent/non permanent	****	****
Interaction statut syndical-taille de l'entreprise	****	****
Interaction statut syndical-secteur public/privé		*
Secteur public/privé (seul)	****	*
Statut syndical (seul)	****	****
Taille de l'entreprise (seul)	****	****
Ancienneté	****	****
Secteur d'activité économique	****	****
Profession	****	****
Âge	*	**
Niveau d'instruction	****	
Interaction état matrimonial-présence de personnes à charge		***
État matrimonial (seul)		**
Présence de personnes à charge (seul)		
Province de résidence	****	****
Rémunération	****	****

**** significatif à un seuil de 0,001; *** à un seuil de 0,01; ** à un seuil de 0,05; * à un seuil de 0,1.

Annexe V

Tableau 5 : Résultats du modèle de régression logistique pour les hommes

Variable	Coefficient	Erreur type	Niveau de signification	Rapport de cotes
INTERCPT	1,002	0,2472	0,0001	2,724
Caractéristiques du travail				
PARTTIME	-15,322	0,1933	0,0001	0,216
LONGTIME	-0,2437	0,086	0,0046	0,784
TEMPJOB	-13,751	0,1255	0,0001	0,253
UNION1	10,699	0,1129	0,0001	2,915
FIRM1	-24,694	0,1086	0,0001	0,085
FIRM2	-12,775	0,0971	0,0001	0,279
FIRM3	-0,9222	0,103	0,0001	0,398
GOVTEMP	0,4772	0,2207	0,0306	1,612
UNFIRM1	10,013	0,2104	0,0001	2,722
UNFIRM2	0,4767	0,1715	0,0054	1,611
UNFIRM3	0,2599	0,1646	0,1143	1,297
UNGOVT	0,2217	0,2284	0,3317	1,248
TEN1	-0,7301	0,1073	0,0001	0,482
TEN2	-0,3948	0,1152	0,0006	0,674
TEN3	0,3287	0,084	0,0001	1,389
TEN4	0,7707	0,0925	0,0001	2,161
TEN5	10,595	0,1308	0,0001	2,885
IND1	-0,6398	0,3891	0,1001	0,527
IND2	-0,2999	0,2373	0,2063	0,741
IND3	-0,273	0,1537	0,0757	0,761
IND4	-0,7512	0,2077	0,0003	0,472
IND5	-0,2377	0,2015	0,2381	0,788
IND6	-0,6717	0,221	0,0024	0,511
IND7	-0,111	0,2958	0,7074	0,895
IND8	-0,6497	0,1596	0,0001	0,522
IND9	0,0596	0,1966	0,762	1,061
IND10	-10,141	0,1598	0,0001	0,363
IND11	-0,9444	0,2483	0,0001	0,389
IND12	0,1404	0,2352	0,5506	1,151
OCC1	-0,3603	0,15	0,0163	0,697
OCC2	-0,267	0,1722	0,121	0,766
OCC3	-0,3592	0,2764	0,1937	0,698
OCC4	-0,9706	0,2666	0,0003	0,379
OCC5	-0,9691	0,2645	0,0002	0,379
OCC6	-0,4797	0,1657	0,0038	0,619
OCC7	-0,4687	0,1721	0,0065	0,626
OCC8	-0,5238	0,2778	0,0594	0,592
OCC9	-0,41	0,1902	0,0311	0,664
OCC10	-0,4167	0,2052	0,0423	0,659
OCC11	-0,8018	0,153	0,0001	0,449
OCC12	-0,3976	0,2013	0,0483	0,672
OCC13	-10,215	0,1908	0,0001	0,36
OCC14	-0,1017	0,2012	0,613	0,903
OCC15	-0,7655	0,2624	0,0035	0,465

Tableau 5 (suite)

Variable	Coefficient	Erreur type	Niveau de Signification	Rapport de cotes
Caractéristiques personnelles				
AGE1	-0,243	0,138	0,0782	0,784
AGE2	-0,1382	0,0789	0,0798	0,871
AGE3	-0,1877	0,0931	0,0437	0,829
AGE4	-0,2881	0,1316	0,0286	0,75
EDU1	-0,6334	0,1481	0,0001	0,531
EDU2	-0,3413	0,0973	0,0005	0,711
EDU3	-0,1175	0,085	0,1671	0,889
EDU4	-0,1096	0,1178	0,3521	0,896
EDU5	0,2277	0,0985	0,0208	1,256
SINGLE	-0,2258	0,1632	0,1665	0,798
OTHER	-0,2039	0,278	0,4633	0,816
NOCHILD	0,0176	0,0808	0,828	1,018
SINGNOCH	0,2824	0,1816	0,1198	1,326
OTHNOCH	0,3632	0,3184	0,254	1,438
NWFLD	0,2498	0,2676	0,3505	1,284
PEI	0,3474	0,5133	0,4985	1,415
NOVASC	-0,0451	0,1847	0,807	0,956
NEWBRUN	0,2391	0,206	0,2458	1,27
QUEBEC	-0,4162	0,0785	0,0001	0,66
ALBERTA	0,1125	0,1066	0,2911	1,119
MANITOBA	0,3853	0,1661	0,0204	1,47
SASK	0,2659	0,1941	0,1707	1,305
BC	-0,2727	0,1004	0,0066	0,761
Rémunération				
WAGE1	0,2506	0,1488	0,0922	1,285
WAGE2	0,7034	0,1418	0,0001	2,021
WAGE3	12,567	0,148	0,0001	3,514
WAGE4	1,424	0,1555	0,0001	4,154
WAGE5	0,9729	0,1376	0,0001	2,646

Tableau 6 : Résultats du modèle de régression logistique pour les femmes

Variable	Coefficient	Erreur type	Niveau de signification	Rapport de cotes
INTERCPT	0,3405	0,1787	0,0567	1,406
Caractéristiques du travail				
PARTTIME	-10,375	0,0817	0,0001	0,354
LONGTIME	-0,1864	0,1425	0,1908	0,83
TEMPJOB	-14,191	0,1112	0,0001	0,242
UNION1	0,636	0,1137	0,0001	1,889
FIRM1	-25,375	0,1048	0,0001	0,079
FIRM2	-14,643	0,105	0,0001	0,231
FIRM3	-0,6791	0,1039	0,0001	0,507
GOVTEMP	0,00923	0,163	0,9548	1,009
UNGOVT	0,324	0,181	0,0734	1,383
UNFIRM1	12,949	0,2498	0,0001	3,651
UNFIRM2	0,8549	0,1805	0,0001	2,351
UNFIRM3	0,537	0,1597	0,0008	1,711
TEN1	-0,6063	0,1097	0,0001	0,545
TEN2	-0,3126	0,1329	0,0186	0,732
TEN3	0,3758	0,0816	0,0001	1,456
TEN4	0,7542	0,0947	0,0001	2,126
TEN5	12,209	0,1451	0,0001	3,39
IND1	-0,8283	0,5435	0,1275	0,437
IND2	-0,2643	0,3183	0,4063	0,768
IND3	-0,187	0,1414	0,1858	0,829
IND4	-0,5156	0,2863	0,0717	0,597
IND5	-0,3818	0,2459	0,1206	0,683
IND6	-0,1886	0,2294	0,4109	0,828
IND7	-0,2408	0,4136	0,5604	0,786
IND8	-0,7509	0,1269	0,0001	0,472
IND9	0,2636	0,1375	0,0553	1,302
IND10	-0,8846	0,1209	0,0001	0,413
IND11	-0,7426	0,2216	0,0008	0,476
IND12	-0,0428	0,1726	0,8043	0,958
OCC1	0,0875	0,0952	0,358	1,091
OCC2	0,268	0,1496	0,0731	1,307
OCC3	0,2765	0,1651	0,0939	1,319
OCC4	-0,418	0,1323	0,0016	0,658
OCC5	-0,3075	0,2573	0,232	0,735
OCC6	-0,2172	0,1243	0,0806	0,805
OCC7	-0,5334	0,1223	0,0001	0,587
OCC8	-0,3339	0,6065	0,582	0,716
OCC9	-0,9721	0,2611	0,0002	0,378
OCC10	-0,6144	0,5821	0,2913	0,541
OCC11	-0,6384	0,1925	0,0009	0,528
OCC12	-0,2117	0,9227	0,8185	0,809
OCC13	-10,169	0,3449	0,0032	0,362
OCC14	-10,607	0,3117	0,0007	0,346
OCC15	0,0619	0,3873	0,8731	1,064

Tableau 6 (suite)

Variable	Coefficient	Erreur type	Niveau de signification	Rapport de cotes
Caractéristiques personnelles				
AGE1	-0,045	0,128	0,7251	0,956
AGE2	0,0463	0,0789	0,5569	1,047
AGE3	-0,161	0,0884	0,0686	0,851
AGE4	-0,4273	0,1418	0,0026	0,652
EDU1	-0,0723	0,1911	0,7052	0,93
EDU2	0,1508	0,1139	0,1855	1,163
EDU3	-0,0485	0,0835	0,5616	0,953
EDU4	-0,00417	0,1141	0,3709	0,996
EDU5	0,0415	0,0956	0,6642	1,042
SINGLE	-0,496	0,1452	0,0006	0,609
OTHER	-0,3936	0,1372	0,0041	0,675
NOCHILD	-0,1211	0,0804	0,1321	0,886
SINGNOCH	0,4686	0,1742	0,0072	1,598
OTHNOCH	0,4865	0,2073	0,0189	1,627
NWFLD	0,6217	0,2711	0,0218	1,862
PEI	0,5425	0,5076	0,2852	1,72
NOVASC	0,0843	0,1828	0,6447	1,088
NEWBRUN	-0,1105	0,2068	0,593	0,895
QUEBEC	0,0816	0,0796	0,3053	1,085
ALBERTA	0,0157	0,1092	0,8858	1,016
MANITOBA	0,5067	0,1654	0,0022	1,66
SASK	0,4606	0,1825	0,0116	1,585
BC	-0,2651	0,0973	0,0065	0,767
Rémunération				
WAGE1	0,6924	0,1142	0,0001	1,998
WAGE2	0,9425	0,1168	0,0001	2,566
WAGE3	15,294	0,1333	0,0001	4,615
WAGE4	17,543	0,1521	0,0001	5,78
WAGE5	0,967	0,115	0,0001	2,63

Bibliographie

Ascah, Louis, «Public Pension Theory for the Real World», dans *Income and Employment in Theory and Practice*, sous la direction de G. Harcourt, A. Roncagila et R. Rowley, St. Martin's Press, New York, 1995.

Banting, Keith et Robin Boadway (dir.) *Reform of Retirement Income Policy, International and Canadian Perspectives*, School of Policy Studies, Queen's University, Kingston (Ontario), 1997.

Bodie, Zvi et Olivia S. Mitchell, «Pension Security in an Aging World», dans *Securing Employer-Based Pensions*, sous la direction de Bodie, Mitchell et Turner; Pension Research Council et University of Pennsylvania Press, Philadelphie, 1996.

Chand, Sheetal et Albert Jaeger, *Aging Populations and Public Pension Schemes*, Fonds monétaire international, Washington (DC), Décembre 1996.

Drolet, Marie et René Morissette, *Travailler plus? travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* Statistique Canada, document de recherche, numéro 104, Mai 1997.

Frenken, Hubert, *Les mesures d'incitation à la retraite anticipée*, dans L'emploi et le revenu en perspective, Trimestriel, numéro 75-001F au catalogue, Automne 1991. Ottawa, Statistique Canada, pp. 19-29.

Frenken, Hubert, *Les REER : une aide fiscale à l'épargne-retraite*, dans L'emploi et le revenu en perspective, Trimestriel, no 75-001F au catalogue, Hiver 1990. Ottawa, Statistique Canada, pp. 9-21.

Frenken, Hubert et Karen Maser, *Les régimes de pensions d'employeur — Qui y participe?* dans L'emploi et le revenu en perspective, Trimestriel, no 75-001F au catalogue, Hiver 1992. Ottawa, Statistique Canada, pp. 30-38.

Frenken, Hubert, *The Impact of Changes in The Canada Pension Plan on Private Pensions*, dans Canadian Business Economics, volume 4, numéro 4, Été 1996.

Galarneau, Diane, *Femmes à l'approche de la retraite*, dans L'emploi et le revenu en perspective, Trimestriel, no75-001F au catalogue, Automne 1991. Ottawa, Statistique Canada, pp.30-42.

Hosmer, David et Stanley Lemeshow, *Applied Logistic Regression*, John Wiley and Sons, New York, 1989.

James, Steven, *A Public versus a Private Canada Pension Plan: A Survey of the Economics*, Division des études économiques et de l'analyse de politiques, ministère des Finances, document de travail no 97-04, Juin 1997.

Krahn, Harvey, *La qualité des emplois dans le secteur des services*, Série des analyses de l'Enquête sociale générale, Division des statistiques sociales, du logement et des familles, no 11-612F (6) au catalogue, Mars 1992. Ottawa, Statistique Canada.

Lipsett, Brenda et Mark Reesor, *Flexible Work Arrangements: A Descriptive Overview of the Survey of Work Arrangements*. Direction générale de la recherche appliquée, DRHC, document de recherche, R-97-10E, Juin 1997.

Lowe, Graham S., *La retraite : attitudes, plans et comportements*, dans L'emploi et le revenu en perspective, Trimestriel, no 75-001F au catalogue, Automne 1991. Ottawa, Statistique Canada, pp. 8-18.

Luchak, Andrew A., *Pensions and Job Search: Survey Evidence from Unionized Workers in Canada*, Journal of Labor Research, volume XVIII, numéro 2, Printemps, 1997.

Morissette, René, *Les grandes entreprises offrent-elles de meilleurs emplois?* dans L'emploi et le revenu en perspective, Trimestriel, no 75-001F au catalogue, Automne 1991. Ottawa, Statistique Canada, pp.43-55.

Reesor, Mark et Brenda Lipsett, *Hours of Work Preference — Analysis of the 1995 Survey of Work Arrangements*. Direction générale de la recherche appliquée, DRHC, document de recherche, à paraître, Août 1997.

Reesor, Mark et Brenda Lipsett, *Families and Non-Wage Benefits*. Direction générale de la recherche appliquée, DRHC, analyse non publiée, 1997.

Schellenberg, Grant, *La retraite : les changements démographiques et économiques des dernières années*, Centre de statistiques internationales - Conseil canadien de développement social, Ottawa, 1994.

Statistique Canada, *Régimes de pensions au Canada, Aperçu statistique et tableaux-clés, 1er janvier 1995*, no 74-401-SPB au catalogue, Ottawa, 1996.

Statistique Canada, *Programmes de revenu de retraite au Canada : un aperçu statistique*, no 74-507-XPB au catalogue, Février 1996, Ottawa.

Statistique Canada, *Régimes de pensions au Canada, 1er janvier*, numéro 74-401-XPB au catalogue, Octobre 1997, Ottawa.